

تخمین وراثت پذیری برخی صفات اقتصادی در گوسفند قره گل سیاه به روش حداکثر درستمای محدود شده

مصطفی معماریان و مراد پاشا اسکندری نسب

گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی دانشگاه زنجان

تاریخ دریافت: ۸۰/۵/۲۷؛ تاریخ پذیرش: ۸۱/۲/۱۰

چکیده

در این تحقیق از اطلاعات مربوط به ایستگاه اصلاح نژاد و پرورش گوسفند قره گل سیاه سرخس برای برآورد وراثت پذیری وزن تولد، وزن شیرگیری، درجه پوست، وزن ۶ ماهگی، وزن ۹ ماهگی و وزن ۱۲ ماهگی از مدل ۱ برنامه DF REML استفاده شده است. تعداد کل حیوانات مورد بررسی ۳۱۰۶ رأس بود. ضریب وراثت پذیری برای صفات فوق به ترتیب $0/36 \pm 0/09$ ، $0/28 \pm 0/08$ ، $0/42 \pm 0/09$ ، $0/19 \pm 0/05$ و $0/53 \pm 0/07$ و $0/05 \pm 0/05$ برآورد شد. عوامل ثابت شامل سن میش، جنس بزه، نحوه تولد بزه (یک قلو و دو قلو) و سال بوده است که در مجموع دارای ۱۶ سطح برای کلیه صفات بجز درجه پوست بوده‌اند. با توجه به بالا بودن وراثت پذیری در سنین بعد از شیرگیری و با توجه به نتایج تحقیق حاضر انتخاب براساس وزن بدن در سن ۱۲ ماهگی پیشنهاد می‌شود و اگر بنا به دلایل انتخاب براساس سنین بعد از شیرگیری میسر نشود، می‌توان براساس وزن تولد یا وزن شیرگیری انتخاب نمود.

واژه‌های کلیدی: وراثت‌پذیری، گوسفند قره گل، DF REML، وزن بدن، درجه پوست و مدل دامی.

مقدمه

برای انجام تحقیقات در مورد اصلاح گوسفند نیاز به برآورد و محاسبه پارامترهای ژنتیکی می‌باشد که به عنوان قدم اول در طرحهای اصلاح مطرح است، البته توجه به عوامل محیطی و اصلاح آنها باعث بهبود وضعیت تولید خواهد گردید ولی این بهبود دائمی نیست زیرا عامل اصلی در کنترل تولید دامها ساختار ژنتیکی است.

با برآورد اجزای واریانس صفات، نقش اثرات ژنتیکی و بطور خاص نقش اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات محیطی از همدیگر تفکیک شده و بدینوسیله با تعیین آنها روش مناسب اصلاح نژاد مشخص می‌شود. برای برآورد اجزای واریانس روشهای مختلفی ارائه شده که در یک تقسیم‌بندی کلی برای



نمونه‌گیری به علت استفاده از ماتریس روابط خویشاوندی کامل^۶ فاقد آریبی حاصل از انتخاب می‌باشد (۱۲، ۱۳، ۱۸ و ۱۹)

روش MIVQUE تقریبی: اگر تعداد مشاهدات مورد استفاده جهت برآورد مؤلفه‌های واریانس کوواریانس زیاد باشد، محاسبه معکوس کلی ماتریس ضرایب بسیار مشکل و پرهزینه خواهد شد. به همین دلیل پیشنهاد می‌شود که از یک معکوس کلی تقریبی استفاده شود که برخی از متخصصین آن را MIVQUE نظری نیز نامیده‌اند.

روش MIVQUE تکرار: برآوردکننده‌های حاصل از روش MIVQUE تکرار معادل برآوردکننده‌های حاصل از روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) می‌باشند.

روش حداکثر درستنمایی (ML): ویژگی‌های برآوردکننده‌های مؤلفه‌های واریانس روش حداکثر درستنمایی برای حالت تعداد مشاهدات مساوی در زیر گروه‌ها در مقایسه با روشهای دیگر برآورد مؤلفه‌های واریانس بخوبی شناخته شده است. همچنین این ویژگی‌ها در برآوردکننده‌های مؤلفه‌های واریانس با اطلاعات نامساوی در زیر گروه‌ها نیز مورد توجه می‌باشد (۱۲، ۱۳ و ۲۰).

روش REML و الگوریتم DF REML در برآورد مؤلفه‌های واریانس با استفاده از روش‌های MIVQUE، MIVQUE تکرار و حداکثر درستنمایی، زمان و هزینه محاسبات (بویژه در مواردی که تعداد معادلات زیاد بوده و ماتریس ضرایب بسیار بزرگ است) مشکل ایجاد می‌کند. در این روشها برای برآورد مؤلفه‌ها باید ماتریس ضرایب را معکوس نمود. بدین جهت طراحی یک الگوریتم مناسب که در آن ماتریس ضرایب

داده‌های متعادل^۱ و نامتعادل^۲ استفاده می‌شود. برآورد اجزای واریانس برای داده‌های متعادل آسانتر از داده‌های نامتعادل بوده و معمول‌ترین آن روش تجزیه واریانس^۳ می‌باشد (۱۰ و ۱۷).

روش تجزیه واریانس (روش گشتاورها). چنانچه تعداد مشاهدات برای سطوح عوامل مورد بررسی یا زیر گروه‌ها^۴ مساوی باشد طرح متعادل است. در این گونه موارد روش مناسب روش تجزیه واریانس می‌باشد (۱۲ و ۱۶).

در دامپروری بدلیل استفاده از اطلاعات مربوط به تولید در اغلب موارد، تعدد مشاهدات در زیرگروه‌ها نامساوی هستند. به همین دلیل لازم است در این گونه موارد از روشهای مخصوص برای برآورد اجزای واریانس استفاده گردد که مهمترین آنها (۱۲، ۱۶، ۱۷ و ۱۸) عبارتند از:

روشهای اول، دوم و سوم هندرسون.

روشهای MIVQUE، MIVQUE تقریبی و MIVQUE تکرار.

روشهای ML و REML.

روش‌های اول، دوم و سوم هندرسون: سه روش برآورد اجزای واریانس از روش عمومی تجزیه واریانس (ANOVA) توسط هندرسون ارائه شده است. تفاوت هر سه روش در انتخاب فرمهای درجه دومی است که مورد استفاده قرار می‌گیرند (۱۲، ۱۳، ۱۶ و ۱۷).

روش MIVQUE: برآورد حاصل از روش MIVQUE ضمن دارا بودن حداقل واریانس

- 1- Balanced data
- 2- Unbalanced data
- 3- Analysis of variance
- 4- Subclasses
- 5- Henderson 's method 1, method 2 and method 3.
- 6- Minimum variance quadratic unbiased estimation

7- Complete relationship matrix

8- Iterative MIVQUE



تشکیل شده و اجزای آن بشرح ذیل است:

[۲]

$$Y = Xb + Za + e$$

Y = بردار مشاهدات، X = ماتریس ضرایب معلوم

و ۱ عوامل ثابت، Z = ماتریس ضرایب معلوم ۰ و ۱

عوامل تصادفی، b = بردار نامعلوم عوامل ثابت،

a = بردار نامعلوم عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی،

e = بردار نامعلوم اثر تصادفی باقیمانده

برای تجزیه و تحلیل هر صفت از برنامه

DF UNI مدل ۱ نرم افزار DF REML استفاده

شد. مقادیر اولیه مورد نیاز از میانگین منابع

و گزارش در هر مورد استفاده شده است (۱).

نتایج و بحث

در جدول ۱ میانگین اثرات ثابت (میانگین

حداقل مربعات) برای زیر گروه‌های مختلف سن

میش، جنس، نحوه تولد بره و سال تولد برای

صفات قبل و بعد از شیرگیری ارائه شده است.

همچنین میانگین کل و انحراف معیار صفات قبل

و بعد از شیرگیری به همراه خلاصه ساختاری

شجره اطلاعات مورد بررسی در جدول ۲ درج

شده است.

نتایج بدست آمده از تحقیق حاضر از مدل

ابرنامه DF REML حاصل شده است. تعداد

عوامل ثابت شامل سن میش، جنس و نحوه تولد

(یک قلو و دوقلو) و سال بوده است که در

مجموع دارای ۱۶ سطح برای کلیه صفات بجز

درجه پوست می‌باشد. اطلاعات درجه پوست

مربوط به پنج سال بوده بنابراین مقدار سطوح آن

۱۵ بوده است. بجز وزن تولد و درجه پوست

برای تجزیه تحلیل صفات دیگر از متغیر کمکی

نیز استفاده شده است. ضریب تغییرات یا CV در

تحقیق حاضر برای وزن تولد، شیرگیری، درجه

پوست، وزن ۶ ماهگی، وزن ۹ ماهگی و وزن

معادلات مختلف معکوس نشود مورد نیاز است.

در الگوریتم فوق ماتریس ضرایب معادلات

مختلف معکوس نشده است (۱۱، ۱۲ و ۲۰).

مواد و روشها

در این تحقیق از اطلاعات مربوط به ایستگاه

اصلاح نژاد و پرورش گوسفند قره گل سیاه

سرخس برای برآورد وراثت پذیری وزن تولد،

وزن شیرگیری، درجه پوست، وزن ۶ ماهگی، وزن

۹ ماهگی و وزن ۱۲ ماهگی استفاده شد.

برای تجزیه و تحلیل اطلاعات و برآورد

پارامترهای ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی از برنامه

DR REML 2.1 استفاده شد. ارزیابی و تعیین

درجه پوست بره‌ها در پنج گروه زیر درجه بندی

شده‌اند: A (۹۱-۱۰۰)، B (۸۱-۹۰) C (۸۱-۹۰)،

D (۷۰-۸۰) و E (۶۰-۷۰). مدل آماری برای یک

اثر تصادفی ژنتیکی (حیوان) بشرح ذیل استفاده

شد (مدل ۱ نرم افزار DR REML):

[۱]

$$Y_{ijklmn} = AG_i + YR_j + Sk_k + BT_l +$$

$$b(X_{ijklmn} - X) + AN_m + e_{ijklmn}$$

AG = اثر ثابت سن میش $i = ۲, ۳, ۴, ۵, ۶, ۷$

YR = اثر ثابت سال $j = ۱, ۲, ۳, ۴, ۵, ۶$

SX = اثر ثابت جنس بره $k = ۱$ و ۲

BT = اثر ثابت نحوه تولد $l = ۱$ و ۲

$b = (X_{ijklmn} - X)$ اثر ثابت متغیر همراه به تعداد

سطوح متغیر همراه برای هر صفت

AN = اثر تصادفی بره (حیوان) m به تعداد

رکورد برای هر صفت m

e = اثر تصادفی باقیمانده به تعداد رکورد هر صفت

لازم به ذکر است که در اوزان شیرگیری، ۹، ۶

و ۱۲ ماهگی بدلیل یکسان نبودن سن حیوانات از

متغیر همراه جهت تصحیح وزن مربوطه استفاده

شده است.



سن میش	وزن تولد	وزن شیرگیری	درجه پوست	وزن ۶ ماهگی	وزن ۹ ماهگی	وزن ۱۲ ماهگی
۲ ساله	۴/۶۰	۲۱/۹۱	۸۲/۷۶	۲۹/۷۶	۳۳/۷۹	۳۹/۶۷
۳ ساله	۴/۸۳	۲۴/۷۷	۸۳/۰۵	۳۲/۷۹	۳۶/۷۵	۳۴/۲۳
۴ ساله	۴/۹۹	۲۴/۷۷	۸۳/۸۵	۳۳/۱۲	۳۶/۶۰	۴۲/۸۰
۵ ساله	۵/۰۰	۲۴/۸۴	۸۲/۵۱	۳۲/۷۰	۳۵/۶۴	۴۱/۸۴
۶ ساله	۵/۰۳	۲۴/۳۴	۸۱/۷۳	۳۲/۵۵	۳۵/۶۸	۴۱/۲۹
۷ ساله	۴/۹۱	۲۴/۵۶	۸۱/۷۹	۳۲/۰۲	۳۴/۹۸	۴۱/۲۶
جنس بره						
ماده	۴/۷۳	۲۳/۶۰	۸۲/۶۶	۳۱/۲۹	۳۴/۸۵	۳۹/۸۱
نر	۵/۰۰	۲۴/۸۰	۸۲/۸۷	۳۳/۰۳	۳۶/۴۶	۴۴/۱
نحوه تولد						
یک قلو	۴/۹۱	۲۳/۶۰	۸۲/۶۶	۳۱/۲۹	۳۴/۸۵	۳۹/۸۱
دوقلو	۴/۱۰	۲۲/۹۲	۸۲/۷۱	۳۳/۰۳	۳۶/۴۶	۴۴/۱
سال						
۱۳۵۹	۴/۶۱	۲۳/۵۷	-	۳۱/۹۰	۳۴/۲۲	۳۴/۷۹
۱۳۶۰	۴/۸۹	۲۴/۲۵	۸۲/۶۱	۳۰/۴۵	۳۱/۰۷	۳۸/۲۲
۱۳۶۱	۴/۹۸	۲۱/۲۹	۸۱/۰۷	۲۸/۴۱	۳۲/۵۴	۳۴/۱۷
۱۳۶۲	۴/۸۴	۲۵/۸۲	۸۲/۵۷	۳۴/۹۷	۴۰/۹۶	۴۹/۰۴
۱۳۶۳	۵/۰۴	۲۵/۵۵	۸۵/۲۰	۳۷/۵۹	۴۱/۵۰	۴۶/۶۸
۱۳۶۴	۴/۷۷	۲۹/۳۶	۸۳/۳۵	۳۶/۴۸	۴۱/۷۰	۴۸/۶۶



از میشهای ۲ تا ۷ ساله در مقایسه با نتایج بدست آمده از (۱ و ۵) مطابقت دارد.

بررسی نتایج حاصله از تجزیه و تحلیل درجه پوست نشان می‌دهد حداقل درجه پوست مربوط به بره‌های متولد شده از میشهای ۶ ساله و حداکثر درجه پوست مربوط به بره‌های متولد شده از میشهای ۴ ساله می‌باشد که با نتایج ذکر شده در (۱) مطابقت دارد. در تحقیق حاضر برای درجه پوست مربوط به بره‌های متولد شده از میشهای ۶ ساله ۸۱/۷۳ و در نتایج (۱) درجه پوست ۸۰/۱

۱۲ ماهگی نسبتاً پایین بوده و نشانه دقیق بودن رکوردهای جمع‌آوری شده است (جدول ۲).

در تحقیق حاضر میانگین کل و انحراف معیار وزن تولد، وزن شیرگیری، درجه پوست، وزن ۶ ماهگی، وزن ۹ ماهگی و ۱۲ ماهگی به ترتیب مساوی $0.67 \pm$ ، 21.91 ± 0.87 ، 24.77 ± 0.99 ، 29.77 ± 0.83 ، 32.75 ± 0.24 ، 35.62 ± 0.83 و 41.84 ± 0.34 برآورد شد (جدول ۲).

بررسی میانگین وزن تولد، شیرگیری، ۶ ماهگی، ۹ ماهگی و ۱۲ ماهگی بره‌های متولد شده

تولد در گوسفند نژاد مریئوس استرالیایی با استفاده از مدل ۱ نرم افزار DF EML برابر ۰/۵۵ برآورد و گزارش شده است (۲۱) که مشابه نتایج تحقیق حاضر است. در انجام برآورد با استفاده از روش REML در قالب مدل دامی به لحاظ استفاده از ماتریس کامل روابط خویشاوندی اثر انتخاب منظور می شود ولی در صورت استفاده از مدل ۱ نرم افزار DF REML بواسطه منظور نمودن شباهت ناشی از مادران علاوه بر استفاده از واریانس ژنتیکی افزایشی، اثرات محیطی مادری دائمی و ژنتیکی افزایشی مادری نیز در کوواریانس بین خویشاوندی لحاظ شده و لذا برآورد حاصل بصورت بیش از حد واقع اریب است.

در تحقیق حاضر وراثت پذیری شیرگیری معادل 0.73 ± 0.35 برآورد شده است. این مقدار در مقایسه با برآورد (۵ و ۶) در نژاد بلوچی بالاتر است. دلیل بالا بودن برآورد تحقیق حاضر نسبت به رکوردهای فوق استفاده از مدل مربوطه و ماتریس کامل روابط خویشاوندی در این تحقیق است. ولی نتیجه تحقیق حاضر در حدود برآورد (۲۱) است.

در این تحقیق ضریب وراثت پذیری وزنهای ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی به ترتیب مساوی 0.96 ± 0.42 ، 0.81 ± 0.28 و 0.96 ± 0.37 برآورد شده است. با توجه به منابع موجود برآوردهای فوق در حدود میانگین گزارشها است. برآوردهای ضریب وراثت پذیری وزنهای ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی تحقیق حاضر در مقایسه با برآوردهای (۵ و ۶) در نژاد بلوچی بالاتر است. دلیل اصلی این امر استفاده از مدل دامی و ماتریس روابط خویشاوندی کامل در روش برآورد می باشد. با استفاده از مدل دام و لحاظ نمودن اثر انتخاب ژنتیکی در روش (REML) برآوردهای ناریب از پارامترهای ژنتیکی حاصل می شود. همچنین باید توجه نمود که در سنین بعد از شیرگیری اثرات محیطی و

محاسبه و برای درجه پوست مربوط به بره های متولد شده از میشهای ۴ ساله در تحقیق حاضر ۸۳/۸۵ و در منبع (۱) ۸۰/۹ محاسبه گردیده است و از نظر حداقل و حداکثر درجه پوست تفاوت فاحشی مشاهده نمی شود.

مقایسه میانگین وزن تولد و شیرگیری بره های ماده و نر نشان می دهد (جدول ۲) که وزن بره های نر بیشتر از ماده هاست که مشابه نتایج (۱ و ۵) است.

مقایسه درجه پوست بره های نر و ماده نشان می دهد (جدول ۲) که پوست بره های نر مرغوب تر از ماده ها می باشد. البته اختلاف درجه پوست در این مورد بسیار کم است که با نتایج (۱) مطابقت دارد.

میانگین اوزان تولد و شیرگیری در بره های یک قلو بیشتر از دو قلو بوده و این نتایج با نتایج (۱ و ۵) مشابه است. درجه پوست در یک قلوها بیشتر از دو قلوها بوده و مشابه نتایج (۱) است.

بررسی نتایج حاصله نشان می دهد که وزن تولد و شیرگیری تا حد زیادی تحت تأثیر سن میش، جنس بره و نحوه تولد قرار دارند (۱ و ۵).

بررسی میانگین وزن ۶ ماهگی، ۹ ماهگی و ۱۲ ماهگی نشان می دهد که وزن بره های نر بیشتر از ماده ها می باشد و مطابق نتیجه (۱) است.

میانگین وزن ۶ ماهگی و ۹ ماهگی یک قلوها بیشتر از دو قلوها می باشد ولی در ۱۲ ماهگی وزن دو قلوها اندکی بیشتر بوده است. این امر بواسطه رشد جبرانی بره های دو قلو بوده است (۱ و ۵).

برآورد وراثت پذیری وزنهای تولد، سه ماهگی (شیرگیری)، ۶ ماهگی، ۹ ماهگی و ۱۲ ماهگی در جدول ۳ مشاهده می شود.

ضریب وراثت پذیری وزن تولد در این تحقیق برابر 0.54 ± 0.5 برآورد شده است (جدول ۲). با توجه به منبع (۱۴) ضریب وراثت پذیری وزن تولد کمتر از مقدار فوق است. وراثت پذیری وزن



جدول ۲- میانگین کل و انحراف معیار صفات قبل و بعد از شیرگیری.

وزن تولد	وزن شیرگیری (۳ ماهگی)	درجه پوست	وزن ۶ ماهگی	وزن ۹ ماهگی	وزن ۱۲ ماهگی	
۴/۸۷	۲۴/۱۹	۸۲/۷۷	۳۲/۱۳	۳۵/۶۲	۱۴/۸۴	میانگین
۰/۶۷	۳/۹۱	۸/۹۹	۵/۲۴	۵/۸۳	۷/۳۴	انحراف معیار
۱۲/۸۴	۱۲/۳۱	۱۰/۷۸	۱۲	۹/۹۰	۱۰/۴۸	ضریب تغییرات C.V
۲۳۹۲	۱۷۴۱	۱۹۵۳	۱۵۶۰	۱۴۰۳	۱۳۳۱	تعداد حیوانات دارای رکورد
۳۱۰۶	۳۱۰۶	۳۱۰۶	۳۱۰۶	۳۱۰۶	۳۱۰۶	تعداد کل حیوانات
۴	۴	۴	۴	۴	۴	تعداد عوامل ثابت
۱۶	۱۶	۱۵	۱۶	۱۶	۱۶	تعداد سطوح عوامل ثابت
-	۱	-	۱	۱	۱	تعداد متغیر کمکی
۲۹۱۴	۲۹۱۵	۲۹۱۳	۲۹۱۵	۲۹۱۵	۲۹۱۵	تعداد کل معادلات
۷۰۸	۷۰۸	۷۰۸	۷۰۸	۷۰۸	۷۰۸	تعداد حیوانات پایه
۲۹	۲۹	۲۹	۲۹	۲۸	۲۸	تعداد پدر دارای نتایج
۷۹۱	۷۰۶	۷۸۷	۶۵۸	۶۴۰	۶۳۵	تعداد مادر دارای نتایج
۴	۴	۴	۴	۴	۴	تعداد پدر بزرگ پدری دارای نتایج
۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	تعداد پدر بزرگ مادی دارای نتایج
۵	۵	۵	۵	۵	۵	تعداد مادر بزرگ دارای نتایج
۱۹۴	۱۵۴	۱۹۱	۱۳۵	۱۲۵	۱۳۵	تعداد مادر بزرگ دارای نتایج

جدول ۳- مؤلفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، باقیمانده، فنوتیپی، ضریب وراثت پذیری و اشتباه معیار صفات قبل و بعد از شیرگیری.

وزن تولد	وزن شیرگیری (۳ ماهگی)	درجه پوست	وزن ۶ ماهگی	وزن ۹ ماهگی	وزن ۱۲ ماهگی	
۰/۵	۰/۵۳	۰/۱۹	۰/۴۲	۰/۲۸	۰/۳۶	ضریب وراثت پذیری
۰/۰۵۴	۰/۰۷۳	۰/۰۵۳	۰/۰۹۶	۰/۰۸۱	۰/۰۹۶	اشتباه معیار (S.E)
۰/۱۹۴	۴/۷۱	۱۵/۲۰	۶/۷۲	۳/۴۸	۶/۹۸	واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم
۰/۱۹۶	۴/۱۵	۶۴/۴۱	۸/۶۰	۸/۹۵	۱۲/۲۴	واریانس باقی مانده
۰/۳۹	۸/۸۶	۷۹/۶۰	۱۴/۸۷	۱۲/۴۳	۱۹/۲۲	واریانس فنوتیپی



جفتگیری و تولید نسل آینده امکان پذیر می باشد. بنابراین اگر هدف اصلاح نژادی گوسفند قره گل سیاه بهبود کیفیت پوست باشد، نتیجه انتخاب مناسب اصل می شود.

ضریب وراثت پذیری وزن تولد و شیرگیری حاصل از مدل ۱ در این تحقیق بدلیل وجود اثرات مادری اریب است. با عنایت به اینکه ضریب وراثت پذیری وزنهای ۶ و ۱۲ ماهگی کمتر تحت تأثیر اثرات مادری بوده و از طرفی در حد متوسط است، لذا نتیجه انتخاب مناسب حاصل می شود. بنابراین وزنهای ۶ و ۱۲ ماهگی بویژه وزن ۱۲ ماهگی را می توان به عنوان معیار اصلی انتخاب در نظر گرفته و پیشرفت ژنتیکی مناسب بدست آورد.

بنابراین با توجه به بالا بودن ضریب وراثت پذیری ژنتیکی افزایشی در سنین بعد از شیرگیری و با توجه به نتایج تحقیق حاضر و سایرین انجام انتخاب براساس وزن بدن در سن ۱۲ ماهگی پیشنهاد می شود (۱، ۵ و ۶) ولی اگر به دلایلی انجام انتخاب براساس سنین بعد از شیرگیری میسر نباشد می توان براساس وزن تولد یا وزن شیرگیری انتخاب نمود. در هر حالت پیشرفت ژنتیکی با توجه به ضریب وراثت پذیری خاص خواهد بود که لازم است پارامترهای ژنتیکی وزنهای سنین قبل از شیرگیری بصورت نارایب برآورد شوند.

ژنتیکی مادری تأثیر چندانی نداشته و لذا استفاده از مدل ۱ نرم افزار REML DF که فقط حاوی اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی است برای انجام تجزیه و تحلیل برآورد مناسب بوده و قابل پیشنهاد می باشد. بنابراین در برآورد ضریب وراثت پذیری صفات قبل از شیرگیری واریانس محیطی و ژنتیکی مادری هر دو نقش زیادی دارند و موجب اریبی برآورد بصورت بیش از حد مواقع می شوند. مدل ۱ نرم افزار REML DF مناسب نبوده و پیشنهاد نمی شود. لیکن در برآورد ضریب وراثت پذیری صفات بعد از شیرگیری (نظیر وزن ۱۲ ماهگی و وزن بلوغ) استفاده از مدل دامی و مدل ۱ نرم افزار REML DF قابل توصیه می باشد.

وراثت پذیری کیفیت پوست در تحقیق حاضر 0.053 ± 0.19 برآورد گردید. بطوریکه مشخص است کیفیت پوست به عوامل مختلف بستگی دارد که این عوامل شامل نوع پیچ، درخشندگی و ... می باشند و هر کدام از این خصوصیات دارای وراثت پذیری خاصی نیز می باشند. در منابع مختلف وراثت پذیری این صفات دامنه وسیعی دارد که از کم تا زیاد تغییر می نماید. وراثت پذیری درجه پوست در گزارش (۱) ذکر شده است. در نتیجه به دلیل بالا بودن نسبی ضریب وراثت پذیری اکثر خصوصیات مؤثر در درجه پوست، بهبود وضعیت این صفات از طریق انتخاب انفرادی بره های نر و ماده براساس درجه پوست آنها برای

منابع

۱. اسکندری نسب، م. پ. ۱۳۶۹. بررسی ظرفیت تولید گوسفند قره گل پایان نامه کارشناسی ارشد. گروه دامپزشکی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
۲. بهرامی، ت. و م. رامین، م. ۱۳۴۴. گوسفند قره گل، انتشارات دانشگاه تهران، تهران، ایران.
۳. سعادت نوری، م. و ص. سیاه منصور. ۱۳۶۱. اصول نگهداری و پرورش گوسفند. انتشارات اشرفی، تهران، ایران.
۴. محرابی، ا. ۱۳۶۶. گوسفند قره گل و اصلاح نژاد آن در ایران، مشهد، ایران.
۵. واعظ ترشیزی، ر. ۱۳۶۹. بررسی استعداد تولید و ژنتیکی گوسفندان نژاد بلوچی.



۶. یزدی، م. ۱۳۶۹. تخمین پارامترهای ژنتیکی گوسفند بلوچی. پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته دامپروری، دانشکده کشاورزی دانشگاه مشهد، مشهد، ایران.

7. Akman, N., F. Cengiz, C. Firatli, Y. Askin, M. Ertugrul, M. Turkoglu, and S.M. Yener. 1993. Hayvan yetistirme, Ankara, Turkey.
8. Berton, E. 1966. Notes on Karakul sheep production in the USSR. World Review. of Animal Production No. 3:77-88.
9. Blackely, J.D., and H. Bade. 1985. The science of animal husbandry. Reston Publishing Company, Inc. Virginia, USA.
10. Falconer, D.S. 1989. Introduction to quantitative genetics, (3rd ED). Longman, London.
11. Graser, H.V., S.P. Smith, and B. Tier. 1987. Derivative-free approach for estimating variance components in animal models by restricted maximum likelihood. J. Animal. Sci. 64:1362-1370.
12. Henderson, C.R. 1984. Application of linear model in animal breeding. Univ. of Guelph. Cabadam. p. 962.
13. Henderson, C.R. 1986. Recent development in variance and covariance estimation. J. Anim. Sci. 63: 208-216.
14. Lasley, J.F. 1970. Genetics of livestock improvement, (3rd Ed) New jersey. p. 492.
15. Ozean, L. 1990. Koynculuk kitabi, Tarim Orman Ve Koyisleri Bakanligli Ankara, Turkey.
16. Rothschild, M.F., and C.R, Henderson. 1979a. Maximum likelihood estimates of parameters of first and second lactation milk records. J. Dairy Sci. 62: 990-995.
17. Rothschild, M.F., C.R. Henderson, and R.L. Quaas. 1979b. Effect of selection on variances and covariance of simulated first and second lactations J. Dairy Sci. 62: 996-1001.
18. Sorensen, D.A., and B.W. Kennedy. 1984. Estimation of genetic variances from unselected and selected population. J. Anim. Sci. 59: 1213-1223.
19. Sorensen, D.A., and B.W. Kennedy. 1986. Analysis of selection experiments using mixed model methodology. J. Anim Sci. 63: 245-258.
20. Schaeffer, L.R. 1976. Maximum likelihood estimation of variance components in dairy cattle breeding research. J. Dairy Sci. 59: 2146-2151.
21. Vaez Torshizi, R, F.W. Nicholas, and H.W. Readsma. 1996. REML estimates of variance and covariance components for production traits in Australian merino sheep using and animal model: 1. Body weight from birth to 22 months. Aust. J. Agric Res. 47: 1235-1249.



Estimation of heritability in black Karakul sheep by REML procedure

M. Memarian and M. Eskandari-Nasab

Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, Zanzan University, Zanzan, Iran.

Abstract

In this study, heritability was estimated in black Karakul sheep by restricted maximum likelihood procedure from data collected in Sarakhs Sheep Breeding Station (Korasan province). Model I of DF REML software was fitted. Heritabilities of pelt score and birth, weaning, 6,9 and 12 month weights were 0.19 (± 0.05), 0.50 (± 0.50), 0.53 (± 0.07), 0.42(± 0.09), 0.28(± 0.08) and 0.36 (± 0.09) respectively. Age of dam, sex of lamb, birth type (single and twin born) and year were fixed effects in the fitted animal model. Heritabilities in this research were high. Therefore, individual selection will be effective based on weaning and 12 month weights.

Keywords: Heritability; Karakul sheep; DR REML; Body weight.

۱۴۹

