پژوهش و سازندگی
امور دام و آبزیان شماره ۷۶ پاییز ۱۳۸۶

برآورد مولفه‌های واریانس وکوواریانس صفات رشد با مدلهای حیوانی مختلف در گوسفند قره‌گل

• **سعید حسنی**
استادیار دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
• **امید بختیاری فایندری**
کارشناس ارشد علوم دامی
• **هادی سیاح زاده**
دانشیار دانشگاه علوم کشاورزی مازندران

تاریخ دریافت: مهر ماه ۱۳۸۵ تاریخ پذیرش: شهریور ماه ۱۳۸۶

Email: saeedh_2000@yahoo.com

چکیده

مؤلفه‌های واریانس و ضریب وراثت‌پذیری مستقیم (h_a^2)، مادری(h_m^2) و نسبت واریانس محیطی دائمی‌مادری به واریانس فنوتیپی(c^2) برخی صفات اقتصادی گوسفند قره‌گل با استفاده از ۱۳۱۴ تا ۲۴۷۲ رکورد که طی سالهای ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۹ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قره‌گل جمع آوری شده بود، برآورد گردید. مؤلفه‌های واریانس برای محاسبهٔ پارامترهای ژنتیکی با روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) با استفاده از مدلهای حیوانی مختلف برآورد شد و نتایج شش مدل که از نظر تعداد اثرات موجود در مدل متفاوت بودند مورد مقایسه قرار گرفت. وراثت‌پذیری مستقیم اوزان تولد، شیرگیری(سه ماهگی)، شش ماهگی، نه ماهگی، یکسالگی وزن پشم و درجه پوست بر اساس مناسب ترین مدل، به ترتیب برابر با ۰/۰۴ ± ۰/۲۴، ۰/۰۵ ± ۰/۱۹، ۰/۰۶ ± ۰/۱۹، ۰/۰۵ ± ۰/۲۹، ۰/۰۵ ± ۰/۳۱، ۰/۰۶ ± ۰/۲۰ و ۰/۰۵ ± ۰/۵۷ برآورد شد •وراثت‌پذیری مادری برای صفات وزن شش ماهگی و درجه پوست به ترتیب برابر با۰/۰۳ ± ۰/۰۲و۰/۰۲ ± ۰/۰۸ برآورد گردید. نسبت واریانس محیطی دائمی‌مادری به واریانس فنوتیپی برای صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن پشم به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۱۱، ۰/۰۷ برآورد شد.

کلمات کلیدی: گوسفند قره‌گل،مولفه‌های واریانس، وراثت‌پذیری، حداکثر درستنمایی محدود شده، مدل حیوانی، صفات رشد

www.SID.ir

Pajouhesh & Sazandegi No:76 pp: 161-167

Estimation of (co) variance components of some economic traits using different animal models in Karakul sheep

By: S.Hassani,Assistant Professor, Faculty of Animal Sciences, Gorgan University. of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran; O.Bakhtiari Faiandari. Graduate Student , College of Agricultural Sciences, University. of Mazandaran, Sari,Iran; and H.Sayahzadeh.,Associate Professor,College of Agricultural Sciences, University. of Mazandaran,Sari,Iran.

(Co) Variance components, direct (h_a^2) and maternal heritability (h_m^2) and C^2 of some economic traits of Karakul sheep were estimated using 1314 to 2472 records collected during 1994 to 2000 in Karakul sheep breeding station, Sarakhs,Iran. (Co) Variance components for estimation of genetic parameters were estimated by REML procedure using different animal models and the six different fitted models were compared.Direct heritability of birth weight, 3,6,9 and 12 month weights,fleece weight and pelt score were estimated as 0.24 ± 0.04, 0.19 ± 0.05, 0.19 ± 0.06, 0.29 ± 0.05, 0.31 ± 0.05, 0.20 ± 0.06 and 0.57 ± 0.05, respectively.Maternal heritability estimates for 6 month weight and pelt score were 0.02 ± 0.03 and 0.08 ± 0.02, respectively. C^2 for birth weight, 3 month weight and fleece weight were estimated as 0.16, 0.11 and 0.07, respectively.

Keywords: Karakul sheep,(Co) Variance components, Heritability, Restricted maximum liklihood, Animal model, Growth traits

مقدمه

شناسایی ظرفیت تولید نژادهای بومی و اصلاح ژنتیکی پایدار آن‌ها در شرایط زیست بومی‌از اولویت‌های اساسی در هر برنامه‌ریزی اصلاح نژاد است (۱). کشورهای مختلف در مراکز و ایستگاه‌های خاصی اقدام به حفظ و اصلاح ذخایر ژنتیکی دامهای بومی می‌نمایند. در این راستا ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قره‌گل سرخس در سال ۱۳۴۴ تاسیس گردید، به‌طوری که تا کنون رکوردهای زیادی از صفات مهم اقتصادی این نژاد جمع آوری شده است. قره‌گل یکی از مقاوم‌ترین نژادهای گوسفند در ایران می‌باشد که قادر است در شرایط آب و هوایی بیابانی، نیمه بیابانی و کویری با تغییرات شدید دما در طول شبانه روز به حیات خود ادامه دهد و به خوبی پرورش یابد(۲).علی‌رغم خصوصیات ویژه این نژاد و معروفیت جهانی آن و نیز جمعیت نسبتاً بالای آن در بین نژادهای مختلف گوسفند کشور (۱۵ ٪ کل گوسفندان کشور)، کارهای تحقیقاتی اندکی بر روی این نژاد صورت گرفته است(۱، ۳، ۴). اهمیت تخمین وراثت‌پذیری در اصلاح نژاد دام برای پیش‌بینی ارزش ارثی افراد و پیش بینی پاسخ به انتخاب است که با شناخت آن می‌توان مناسب ترین روش انتخاب و سیستم آمیزش را در گله اجرا نمود.یکی از تحقیقات انجام شده بر روی این نژاد، وراثت پذیری مستقیم صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی، وزن یکسالگی، و درجه پوست را به ترتیب ۰/۰۶۹ ± ۰/۱۵۴، ۰/۰۸۲ ± ۰/۲۶۳، ۰/۰۶۶ ± ۰/۱۲۹، ۰/۰۶۴ ± ۰/۱۱۵، ۰/۰۷۴ ± ۰/۱۹۴ و ۰/۰۳۹ ± ۰/۳۴۲ گزارش نموده است(۴).

در راستای سایر تحقیقات انجام شده بر روی این نژاد، تحقیق حاضر به منظور برآورد مولفه‌های واریانس، ضریب وراثت پذیری مستقیم و مادری و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی و نیز مقایسه مدل‌های حیوانی مختلف برای صفات مهم اقتصادی این نژاد انجام شد.

Archive of SID
www.SID.ir

مواد و روش‌ها

الف-داده‌ها: در این تحقیق از اطلاعات موجود در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قره‌گل سرخس که طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۹ جمع‌آوری شده بود استفاده گردید. گله در طول سال و در شرایط مناسب جوی از مراتع و سپس از مزارع تغذیه نموده و از آخر پاییز تا آخر فروردین به صورت دستی تغذیه می‌شود. جفتگیری‌های تصادفی کنترل شده حیوانات نر و ماده انتخاب شده در طی هر فصل انجام شده و پس از تولد بره‌ها، رکوردگیری‌های لازم انجام می‌شود.

اطلاعات مربوط به هر حیوان شامل شماره حیوان، پدر و مادر، اوزان تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی، وزن پشم و درجهٔ پوست، سن مادر، سال تولد، جنس بره و نوع تولد بود.

ب-روش‌های آماری: فایل‌های ارقام برای هر صفت به همراه 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. تعداد رکوردها برای فایل ارقام مربوط به وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی، وزن یکسالگی، وزن پشم و درجه پوست به ترتیب برابر با ۲۴۷۲، ۲۱۷۱، ۱۶۲۲، ۱۵۱۸، ۱۳۱۴، ۱۳۱۸و ۲۳۲۸ بود. اثرات ثابت سال،جنس، نوع تولد، سن مادر و اثرات متقابل آن‌ها با استفاده از نرم افزار SAS مورد بررسی قرار گرفت. بعد از مشخص شدن معنی‌دار بودن و معنی دارنبودن اثرات، برآورد مولفه‌های واریانس با استفاده از مدل‌های حیوانی مختلف انجام شد. اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، اثرات محیطی دایمی‌مادری و واریانس باقیمانده با استفاده از مدل حیوانی و به روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و با استفاده از الگوریتم بی نیاز از مشتق‌گیری (DFREML) برآورد شد. مدل‌های مورد استفاده به ترتیب عبارت بودند از مدل‌های شماره (۱)، (۲)،(۳)،(۴)،(۷)و (۸) برنامه DFREML:

$$y = Xb + Z_1a + e \quad (1)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3c + e \quad (2)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \qquad \mathrm{cov}(a,m) = 0 \quad (3)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \qquad \mathrm{cov}(a,m) \neq 0 \quad (4)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \qquad \mathrm{cov}(a,m) = 0 \quad (7)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \qquad \mathrm{cov}(a,m) \neq 0 \quad (8)$$

در مدل‌های فوق (y) بردار مشاهدات، (b) بردار اثرات ثابت (سال، جنس، نوع تولد و سن مادر)، (a) بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، (m) بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، (c) بردار اثرات محیطی دائمی‌مادری، (Z_1, Z_2, Z_3, X) ماتریس‌های ضرایب (۰و۱) هستند که رابطهٔ عناصر (c,m,a,b) را با (y) نشان داده و (e) نیز بردار اثرات باقیمانده می‌باشد.

در برآورد مؤلفه‌های واریانس و کوواریانس از آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی برای تشخیص مناسب‌ترین مدل استفاده شد. در این آزمون، لگاریتم درستنمایی هر مدلی که بیشترین مقدار را دارا بود به عنوان مبنا انتخاب شد. سپس با استفاده از تفاوت لگاریتم درستنمایی، c^2 به شکل زیر برای بررسی وجود تفاوت معنی‌دار بین مدل‌ها محاسبه گردید:

χ^2= ۲(مدل حداکثرLog Liklihood ـ مدل موردنظرLog Liklihood)

این تفاوت برای کلیهٔ مدل‌ها محاسبه شده و با χ^2جدول با درجه آزادی ۱ مقایسه گردید. مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار لگاریتم درستنمایی را دارا باشد مناسب‌ترین مدل است ولی در صورتی بر سایر مدل‌ها از نظر آماری برتری دارد که آزمونχ^2 آن معنی‌دار باشد. در صورت عدم معنی‌دار بودن تفاوت بین این مدل‌ها از نظر آماری، ساده‌ترین مدل برای برآورد مؤلفه‌های واریانس استفاده شد.

نتایج و بحث

در این تحقیق میانگین و انحراف معیار صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی به ترتیب برابر با ۰/۷۹ ± ۵/۱۶، ۴/۵۱ ± ۲۳/۷۸، ۵/۰۶ ± ۳۲/۵۹، ۵/۶۷ ± ۳۸/۴۱ و ۶/۸۷ ± ۴۴/۹۴ کیلوگرم، وزن پشم ۲۴۱/۷۵ ± ۸۴۱/۳۴ گرم و درجهٔ پوست ۷/۱۲ ± ۸۵/۴۵ امتیاز برآورد شد.

مؤلفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس محیطی دائمی‌مادری، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، واریانس باقیمانده و واریانس فنوتیپی و کوواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری در جدول ۱ ارائه شده است.

همچنین مقادیر وراثت‌پذیری افزایشی مستقیم و وراثت‌پذیری مادری، نسبت واریانس محیطی دائمی‌مادری به واریانس فنوتیپی، همبستگی بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری، لگاریتم درستنمایی و ضریب تغییرات فنوتیپی در جدول ۲ نشان داده شده است.

وزن تولد

Dzakuma و همکاران (۱۰)، Bradford و همکاران (۷)، Macnadughton (۱۵)، Vesely و همکاران (۱۸)، Blackwell و Henderson (۶)، Kumar و Rehja (۱۴) و Fogarty و همکاران (۱۱) وراثت‌پذیری وزن تولد را در دامنهٔ ۰/۱۰ تا ۰/۳۵ گزارش نمودند. ولی Kermani و همکاران (۱۳) وراثت‌پذیری وزن تولد را در سه نژاد همشایر، دورست و ساتدان منفی و به ترتیب برابر با ۰/۳۷-، ۰/۰۶- و ۰/۰۴-گزارش نمودند. طهمورث‌پور(۳) وراثت‌پذیری وزن تولد را در نژاد قره‌گل ۰/۱۵ و اسکندری نسب (۱) ۰/۰۶ گزارش نمودند. بنابراین، وراثت‌پذیری بدست آمده در این تحقیق (۰/۲۴) در دامنهٔ گزارشات سایر محققین می‌باشد. پایین بودن مقدار وراثت‌پذیری وزن تولد نسبت به اوزان بعدی بدلایل زیر مربوط می‌شود:

رشد و تکامل جنین تحت تأثیر عوامل ژنتیکی و محیطی از قبیل جفت، تغذیهٔ جنین بوسیلهٔ مادر و غیره می‌باشد. بنابراین، عوامل محیطی مؤثر در رشد مادر مخصوصاً کمیت و کیفیت مواد خوراکی و ذخیره غذایی بدن مادر می‌تواند رشد جنین را تحت تأثیر قرار دهد. از طرف دیگر هرگاه

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۱ـ مؤلفه‌های واریانس و کوواریانس برآورد شده با مدلهای مختلف حیوانی در تجزیه یک صفتی با استفاده از REML

	مدل	σ_a^2	σ_m^2	σ_c^2	σ_e^2	σ_{am}	σ_p^2
وزن بدو تولد	۱	۱۳۸۹۵ /۴۰			۳۹۰۵۹ /۸۳		۵۲۹۵۵ /۲۴
	۲	۱۰۸۰۴/۷۵		۴۰۵۹ /۴۴	۳۷۶۹۳ /۲۵		۵۲۵۵۷ /۴۶
	۳	۹۴۵۴ /۹۳	۳۹۴۹ /۱۹		۳۹۰۸۶/۲۳		۵۲۴۹۰/۳۶
	۴	۷۹۴۵ /۷۵	۱۷۹۷ /۱۰		۴۰۱۲۵ /۸۳	۲۶۰۲/۴۳	۵۱۵۸۵/۹۱
	۷	۹۷۹۳ /۰۹	۲۰۰۸ /۹۷	۲۴۸۵	۳۸۲۰۰/۱۰		۵۲۴۸۷ /۷۳
	۸	۸۲۰۰/۶۴	۵۹۲ /۳۶	۲۱۸۶/۹۱	۳۹۲۴۴/۰۴	۲۲۰۳/۸۴	۵۲۴۲۷/۷۲
وزن شیرگیری	۱	۰/۱۴	–	–	۰/۳۴	–	۰/۳۹
	۲	۰/۰۹	–	۰/۰۶	۰/۳۲	–	۰/۳۸
	۳	۰/۰۷	۰/۰۶	–	۰/۳۳	–	۰/۳۸
	۴	۰/۰۹	۰/۰۸	–	۰/۳۴	۰/۰۲–	۰/۳۸
	۷	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۳۲	–	۰/۳۸
	۸	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۳۲	۰/۰۱–	۰/۳۸
وزن ۶ ماهگی	۱	۳/۸۸	–	–	۸/۰۱	–	۱۱/۸۹
	۲	۲/۳۸	–	۱/۳۲	۸	–	۱۱/۶۱
	۳	۲/۰۴	۱/۱۵	–	۸/۴۳	–	۱۱/۶۳
	۴	۱/۶۲	۰/۴۷	–	۸/۷۲	۰/۸	۱۱/۸۹
	۷	۲/۳۸	۰/۰۰۱	۱/۳۱	۸	–	۱۱/۶۱
	۸	۲/۴۳	۰/۰۰۴	۱/۳۱	۸/۸۲	۰/۱	۱۱/۷۰
وزن ۹ ماهگی	۱	۴/۵۱	–	–	۱۰/۰۲	–	۱۴/۵۳
	۲	۳/۸۵	–	۰/۶۳	۹/۹۳	–	۱۴/۴۲
	۳	۳/۴۵	۰/۹۱	–	۱۰/۲۱	–	۱۴/۳۷
	۴	۳/۸۶	۰/۳۹	–	۱۰/۳۶	۰/۹۱	۱۴/۴۲
	۷	۳/۲۶	۰/۸۹	۰/۱۵	۱۰/۲۱	–	۱۴/۳۷
	۸	۳/۹۶	۰/۲۶	۰/۲۴	۱۰/۳۲	۰/۸۸	۱۴/۴۳
وزن یکسالگی	۱	۵/۷۲	–	–	۱۳/۴۱	–	۱۹/۱۳
	۲	۵/۵۸	–	۰/۲۱	۱۳/۳۱	–	۱۹/۱۲
	۳	۵/۵۸	۰/۱۴	–	۱۳/۳۹	–	۱۹/۱۲
	۴	۴/۳۲	۰/۱۵	–	۱۳/۷۴	۰/۸۳	۱۹/۱۹
	۷	۵/۵۷	۰/۱۴	۰/۳۶	۱۳/۴۰	–	۱۹/۱۲
	۸	۴/۳۹	۰/۱۶	۰/۲۸	۱۳/۷۶	۰/۸۳	۱۹/۰۵
درجه پوست	۱	۷/۵۶	–	–	۱۶/۴۷	–	۲۴/۰۳
	۲	۷/۵۶	–	۰/۴۶	۱۶/۴۷	–	۲۴/۰۳
	۳	۷/۵۰	۰/۳۹	–	۱۶/۵۱	–	۲۴/۰۲
	۴	۷/۴۳	۰/۴۸	–	۱۶/۵۸	۰/۱۸	۲۴/۰۱
	۷	۷/۵۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۱۶/۴۷	–	۲۴/۰۳
	۸	۷/۱۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۱۶/۶۰	۰/۲۳	۲۴
وزن بدو تولد	۱	۲۱/۹۸	–	–	۲۵/۳۴	–	۴۷/۲۳
	۲	۲۱/۹۸	–	۰/۰۰۴	۲۵/۳۴	–	۴۷/۲۳
	۳	۲۱/۴۵	۰/۵۷	–	۲۵/۱۹	–	۴۷/۲۱
	۴	۲۷/۱۷	۴/۱۷	–	۲۲/۶	۶/۸۵–	۴۷/۱۹
	۷	۲۱/۴۳	۰/۵۸	۰/۰۰۱	۲۵/۱۹	–	۴۷/۲۱
	۸	۲۴/۶۵	۲/۸۶	۰/۰۰۷	۲۳/۷۸	۴/۳۰–	۴۶/۹۹

σ_a^2 –واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، σ_m^2 –واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، σ_c^2 –واریانس محیطی دایمی مادری، σ_e^2 –واریانس باقیمانده

σ_{am} = کوواریانس بین ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، σ_p^2 = واریانس فنوتیپی

www.SID.ir

جدول ۲ـ پارامترهای ژنتیکی صفات مورد بررسی برآورد شده با مدلهای مختلف حیوانی در تجزیه یک صفتی با استفاده از REML

	مدل	h_a^2	h_m^2	c^2	r_{am}	Log Liklihood	cvp (٪)
وزن پشم	۱	۰/۲۶	-	-	-	- ۷۷۳۸/۰۱	۲۷/۳۵
	۲*	۰/۲۰	-	۰/۰۷	-	- ۷۷۳۵/۸۲	۲۷/۲۴
	۳	۰/۱۸	۰/۰۷	-	-	- ۷۷۳۵/۹۵	۲۷/۲۲
	۴	۰/۱۵	۰/۰۳	-	۰/۶۸	- ۷۷۳۸/۰۱	۲۷/۲۲
	۷	۰/۱۸	۰/۰۳	۰/۰۳	-	- ۷۷۳۵/۱۶	۲۷/۲۲
	۸	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۱	- ۷۷۳۵/۱۳	۲۷/۲۲
وزن تولد	۱	۰/۳۷	-	-	-	- ۴/۲۸	۱۲/۲۲
	۲*	۰/۲۴	-	۰/۱۶	-	۲۱/۶۷	۱۲/۲۴
	۳	۰/۲۰	۰/۱۷	-	-	۱۷/۸۹	۱۲/۲۲
	۴	۰/۲۳	۰/۲۲	-	-۰/۲۴	۱۷/۶۲	۱۲/۰۵
	۷	۰/۲۲	۰/۰۶	۰/۱۱	-	۲۳/۱۱	۱۲/۲۴
	۸	۰/۲۵	۰/۰۹	۰/۱۱	-۰/۲۴	۲۱/۵۳	۱۱/۹۶
وزن شیرگیری	۱	۰/۳۲	-	-	-	- ۳۷۱۶/۳۵	۱۴/۴۲
	۲*	۰/۱۹	-	۰/۱۱	-	- ۳۷۰۶ /۹۲	۱۴/۲۵
	۳	۰/۱۷	۰/۰۹	-	-	- ۳۷۱۱/۳۳	۱۴/۲۶
	۴	۰/۱۴	۰/۰۴	-	۰/۰۶	- ۳۷۰۶/۰۷	۱۴/۲۷
	۷	۰/۱۹	۰	۰/۱۱	-	- ۳۷۰۶/۹۲	۱۴/۲۵
	۸	۰/۲۰	۰	۰/۱۱	۱	- ۳۷۰۶/۸۵	۱۴/۳۰
وزن ۶ ماهگی	۱	۰/۳۱	-	-	-	- ۲۹۴۷/۵۸	۱۱/۶۸
	۲	۰/۲۶	-	۰/۰۴	-	- ۲۹۴۶/۷۱	۱۱/۶۴
	۳	۰/۲۲	۰/۰۶	-	-	- ۲۹۴۶/۱۸	۱۱/۶۲
	۴*	۰/۱۹	۰/۰۲	-	۱	- ۲۹۴۴/۰۴	۱۱/۶۴
	۷	۰/۲۲	۰/۰۶	۰/۰۴	-	- ۲۹۴۶/۱۸	۱۱/۶۲
	۸	۰/۲۰	۰/۰۱	۰/۰۴	۱	- ۲۹۴۴/۰۷	۱۱/۶۴
وزن ۹ ماهگی	۱۰	۰/۲۹	-	-	-	- ۲۹۶۴/۳۹	۱۱/۴۰
	۲	۰/۲۹	-	۰	-	- ۲۹۶۴/۳۴	۱۱/۴۰
	۳	۰/۲۹	۰/۰۰۷	-	-	- ۲۹۶۴/۳۷	۱۱/۴۰
	۴	۰/۲۲	۰/۰۰۸	-	۰/۲۲	- ۲۹۶۳/۵۸	۱۱/۳۸
	۷	۰/۲۹	۰/۰۰۹	۰	-	- ۲۹۶۴/۳۷	۱۱/۴۰
	۸	۰/۲۲	۰/۰۰۸	۰	۰/۳۹	- ۲۹۶۳/۵۹	۱۱/۳۸
وزن یکسالگی	۱۰	۰/۳۱	-	-	-	-۲۷۱۴ /۳۵	۱۱/۹۱
	۲	۰/۳۱	-	۰	-	-۲۷۱۴ /۳۵	۱۰/۹۱
	۳	۰/۳۱	-	-	-	-۲۷۱۴ /۳۵	۱۰/۹۰
	۴	۰/۳۰	۰	-	۰/۹۸	-۲۷۱۴ /۳۵	۱۰/۹۰
	۷	۰/۳۱	۰	۰	-	-۲۷۱۴ /۳۵	۱۰/۹۱
	۸	۰/۲۹	۰	۰	۰/۹۸	-۲۷۱۴ /۳۶	۱۰/۹۰
درجه پوست	۱	۰/۴۶	-	-	-	- ۵۵۱۰/۸۵	۸/۰۲
	۲	۰/۴۶	-	۰	-	- ۵۵۱۰/۸۵	۸/۰۳
	۳	۰/۴۵	۰/۰۱	-	-	- ۵۵۱۰/۶۸	۸/۰۳
	۴*	۰/۵۷	۰/۰۸	-	-۰/۶۴	- ۵۵۰۶/۹۴	۸/۰۲
	۷	۰/۴۵	۰/۰۱	۰	-	- ۵۵۱۰/۶۸	۸/۰۳
	۸	۰/۵۲	۰/۰۶	۰	-۰/۵۱	- ۵۵۰۷/۳۶	۸/۰۱

h_a^2 = وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم، h_m^2 = وراثت‌پذیری مادری، c^2 = نسبت واریانس محیطی دائمی‌مادری به واریانس فنوتیپی، r_{am} = همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، Log = لگاریتم درست‌نمایی و cvp = ضریب تغییرات فنوتیپی.

* مدل انتخابی

www.SID.ir

قوچهای گله دارای رابطهٔ خویشاوندی باشند (برادران تنی یا ناتنی)، این امر سبب پایین آمدن واریانس بین فامیل‌ها شده و وراثت‌پذیری نیز پایین می‌آید (۹). همچنین در مورد وزن تولد اهمیت آثار مادری مشخص می‌شود و واریانس محیط دائمی‌مادری و واریانس ژنتیکی مادری قسمتی از واریانس فنوتیپی حیوان می‌باشند و باعث کاهش واریانس افزایشی حیوان می‌شوند. دلیل دیگر تخمین وراثت‌پذیری از روش REML می‌باشد و برآوردها توسط این روش نسبت به روش‌های دیگر پایین‌تر می‌باشد (۵، ۹، ۱۴).

وزن شیرگیری

طهمورث‌پور وراثت‌پذیری وزن شیرگیری را در نژاد قره‌گل ۰/۲۶ و اسکندری نسب (۱) ۰/۱۲گزارش نمودند. واعظ (۵) ۰/۰۹، رشیدی (۲) ۰/۰۷، Blackwell و Henderson (۶) ۰/۱۸، Macnadughton (۱۵) ۰/۴۵ و Kumar و همکاران (۱۴) ۰/۳ گزارش نمودند. Kermani و همکاران (۱۳) وراثت‌پذیری وزن شیرگیری را در نژادهای دورست و همشایر منفی و به ترتیب برابر با۰/۰۹- و ۰/۲۷- و در نژاد سات‌دان مثبت و برابر با ۰/۳۸ گزارش نمودند. مقدار وراثت‌پذیری پژوهش حاضر (۰/۱۹) به‌دست آمد. علت پایین بودن آن تفاوت روش برآورد وراثت‌پذیری و تعداد رکورد می‌باشد. همچنین در زمان شیرخوارگی رشد بره‌ها بیشتر تحت تأثیر شیر مادر می‌باشد. بنابراین، اثر مادری و قدرت مادری سبب افزایش واریانس اشتباه شده و در نتیجه موجب پایین آمدن وراثت‌پذیری می‌شود. در مورد وزن شیرگیری نیز مدل حاوی اثرات تصادفی ژنتیکی و محیطی دائمی‌مادری استفاده شد و نقش بزرگ این اثرات در وزن شیرگیری مشخص شد.

وزن شش ماهگی

Dzakuma و همکاران (۱۰) وراثت‌پذیری وزن شش ماهگی را در نژاد همشایر ۰/۲۸ گزارش نمودند. آن‌ها همچنین از روش تابعیت نتاج به والد نر، والد ماده و متوسط والدین وارثت‌پذیری را بدست آوردند که به ترتیب برابر با ۰/۱۹، ۰/۳۴ و ۰/۳۳ بود. Kumar و Rehja (۱۴) وراثت‌پذیری وزن شش ماهگی را ۳۵/ گزارش نمودند. طهمورث‌پور (۳) در نژاد قره‌گل ۰/۱۲ و اسکندری نسب (۱) ۰/۱۴ اعلام نمودند. بنابراین، وراثت‌پذیری پژوهش حاضر (۰/۲۲) در دامنهٔ پژوهش‌های قبلی می‌باشد و همانطور که مشخص است مقدار وراثت‌پذیری روند صعودی دارد و مقدار وراثت‌پذیری وزن شش ماهگی بدست آمده نسبت به وزن از شیرگیری بالاتر است که این نتیجه نیز توسط محققین مختلف تأیید شده است (۵، ۶، ۹، ۱۷،۱۵).

وزن نه ماهگی

طهمورث‌پور (۳) وراثت‌پذیری وزن نه ماهگی را در نژاد قره‌گل ۰/۱۱ گزارش نمود. Kermani و همکاران (۳) وراثت‌پذیری وزن نه ماهگی را در دو نژاد همشایرو دورست منفی و به ترتیب برابر با ۰/۵۱- و۰/۱۲- و در نژاد سات‌دان مثبت و برابر با ۰/۱۸ گزارش نمودند.بنا براین، مقدار وراثت‌پذیری پژوهش حاضر(۰/۲۹) بیشتر از پژوهشهای قبلی می‌باشد. مدل استفاده شده برای وزن نه ماهگی مدل ۱ برنامهٔ DFREML می‌باشد و این نشان می‌دهد که اهمیت اثرات مادری مانند اثر محیطی دائمی‌و ژنتیکی افزایشی مادری در این صفت کم بوده که این نتیجه با گزارشات سایر محققین مطابقت دارد (۲، ۴، ۹، ۱۰، ۱۵).

وزن یکسالگی

Dzakuma و همکاران (۱۰) وراثت‌پذیری وزن یکسالگی را در نژاد همشایر ۰/۱۱ گزارش نمودند. آن‌ها این وراثت‌پذیری را از روش تابعیت نتاج به والد نر، والد ماده و متوسط والدین نیز بدست آوردند که به ترتیب برابر با ۰/۴۴، ۰/۸۸ و ۰/۶۴ بود. کرمانی و همکاران (۱۹۸۶) وراثت‌پذیری وزن یکسالگی را در دو نژاد همشایر و دورست منفی و به ترتیب برابر با ۰/۴۹- و ۰/۱۴- و در نژاد سات‌دان مثبت و برابر با ۰/۹۲ گزارش نمودند.وراثت پذیری این صفت در نژادهای ایرانی توسط اسکندری نسب (۱) ۰/۱۷، رشیدی ۰/۱۴ و واعظ ۰/۱۶ گزارش شده است. در مورد وزن یکسالگی نیز مدل ۱ استفاده شد و اثرات محیطی دائمی‌مادری و ژنتیکی افزایشی مادری کم اهمیت بود. با توجه به مقدار وراثت‌پذیری وزن یکسالگی (۰/۳۱) که مقدار آن از وراثت‌پذیری اوزان قبلی بیشتر بود توصیه می‌شود انتخاب برای سرعت رشد و وزن بیشتر بر مبنای این وزن انجام گیرد. زیرا پتانسیل بهبود ژنتیکی یک صفت به وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی آن با سایر صفات بستگی دارد.

وزن پشم

Rao (۱۷) وراثت‌پذیری وزن پشم را ۰/۶۷ گزارش نمود. علت پایین بودن وراثت‌پذیری پژوهش حاضر(۰/۲۰)، علاوه بر تفاوتهای موجود بین جوامع و حجم داده‌ها، روش تخمین وراثت‌پذیری می‌باشد که نسبت به روشهای دیگر دقیق‌تر و پایین‌تر می‌باشد(۱، ۱۳ ، ۱۶).

درجهٔ پوست

وراثت پذیری این صفت در تحقیق حاضر (۰/۵۷) نسبت به سایرتخمین‌ها بیشتر بوده است. طهمورث‌پور (۳) وراثت‌پذیری صفت درجهٔ پوست را ۰/۳۴ و اسکندری نسب (۱) ۰/۲۴ گزارش نمودند. تفاوت مشاهده شده احتمالاً مربوط به اثر نمونه‌برداری و تعداد رکورد مورد استفاده می‌باشد.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از مسئولین و کارکنان محترم مرکز پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قره گل سرخس به دلیل در اختیار گذاشتن داده‌ها و اطلاعات لازم برای انجام این تحقیق کمال تشکر را داریم.

منابع مورد استفاده

۱ - اسکندری نسب، م. پ. ۱۳۶۹؛ بررسی ظرفیت تولید گوسفند قره‌گل. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

۲- رشیدی، الف. ۱۳۷۱؛ تخمین پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در گوسفند مغانی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

۳- طهمورث پور، م. ۱۳۷۳؛ تخمین پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی گوسفند قره‌گل. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی،دانشگاه فردوسی مشهد.

۴- طهمورث پور، م. و ف.افتخار شاهرودی.۱۳۷۸؛ برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی برخی از صفات اقتصادی در گوسفند قره‌گل. مجله علوم و صنایع

Archive of SID

www.SID.ir

کشاورزی.جلد ۱۳ شماره۱.صفحه۴۵.
۵ -واعـظ ترشـیزی، ر. ۱۳۶۹؛ بررسـی اسـتعداد تولیدی و ژنتیکـی گوسـفند بلوچی.پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.
6-Blackwell, R. L. and C. R. Henderson. 1955; Varition in fleece weight, weaning weight and birth weight of sheep under farm condition. J.Anim. Sci, 14:831.
7-Bradford, G. E., J. F. Quirke and T. R. Famula. 1994; Fertility, embryo survival and litter size in lines of Targhee sheep selected for weaning weight or litter size. J. Anim. Sci. 62: 895-904.
8-Cloete, S. W. P. 2000; Selection for weight of lamb weaned per breeding ewe. South. Afri. J. of Anim. Sci., 30: 365-370.
9-Duguma, G., S. J. Schoeman, S. W. P. Cloete and G. F. Jordaan. 2002; Genetic parameter of early growth traits in the Tygerhoek meriniflock. Sou.Afri. J. of Anim. Sci. 32(2): 66-75.
10-Dzakuma, J. M., M. K. Nilsen and T. H. Doane. 1978; Genetic and phenotypic parameter estimates for growth and wool traits in Hampshire sheep. J.Anim. Sci. 47:1014.
11-Fogarty, N. M., G. E. Dickerson and L. D. Young. 1994; Lamb production and its components in pure breeds and composite lines. 2- Breed effects and heterosis. J. Anim. Sci. 58: 301-311.
12-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.
13-Kirmani, M. A., H. Singh and R. P. Chaudary. 1986; The estimation of certain genetic parameters in Hampshire, South Down and Polled Dorset breed of sheep. Indian J.Anim. Res.20:19-24.
14-Kumar, N. and K. L. Reheja. 1993; Genetic and phenotypic parameters of growth and reproduction in the in UAS strain of sheep estimated by multi trait animal model. Indian J. Anim. Prod. 21:978-983.
15-MacNaughton, W. R. 1957; Repeatability and heritability of birth, weaning, and shearing weights among range sheep in Canada.. J.Anim Sci. 31:465.
16-Meyer, K. 1989; Restricted maximum likelihood to estimate variance components for animal models with several effects using a derivative free algorithm. Gent. Sel. Evol. 21: 317-340.
17-Rao, S. 1997; Genetic analysis of sheep Discrete reproductive traits using simulating and field data. Thesis of Doctor of philosophy. Faculty of the Virgina Polytechnic. 25-32.
18-Vesely, J. A., H. F. Peters, S. B. Slen and O. W. Robison. 1970; Heritabilities and genetic correlation in growth and wool traits of Rambouillet and Romnelet sheep. J. Anim. Sci. 30:177-181.

Archive of SID

www.SID.ir