

برآورد مؤلفه‌های واریانس - کواریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در بزهای مرخز

امیر رشیدی، ناصر امام جمعه کاشان، سید رضا میرایی آشتیانی،
شعبان رحیمی و رسول واعظ ترشیزی

به ترتیب استادیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه کردستان، دانشیار مجتمع آموزش عالی ابوریحان
دانشگاه تهران، استادیار دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران و استادیاران دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ پذیرش مقاله ۷۹/۴/۸

خلاصه

در این بررسی از داده‌هایی که در سالهای ۷۷-۱۳۶۸ از بزغاله‌های متولد شده در ایستگاه تحقیقاتی بز مرخز سنندج جمع‌آوری شده بود استفاده شد. صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یکسالگی مورد مطالعه قرار گرفت. وراثت پذیری صفات وزن تولد، شیرگیری و یکسالگی به روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) براساس مدل دام یک متغیره برآورد شد. با افزودن یا حذف اثر عوامل ژنتیکی و محیطی مادری، سه مدل مختلف برای هر یک از صفات مورد استفاده قرار گرفت. آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی (Log L) نشان داد مدل دارای اثر عوامل ژنتیکی مستقیم، ژنتیکی مادری و اثر عوامل محیطی دائمی مادری مناسبترین مدل برای همه صفات است. وراثت پذیری مستقیم وزن تولد، شیرگیری و یکسالگی به ترتیب 0.22 ± 0.09 ، 0.18 ± 0.09 و 0.22 ± 0.06 بود. وراثت پذیری مادری برای صفات مذکور به ترتیب 0.06 ± 0.09 ، 0.02 ± 0.09 و 0.05 ± 0.06 برآورد شد. برای برآورد همبستگی بین صفات، تجزیه دو متغیره فقط برای اثر عوامل مستقیم انجام شد. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی به ترتیب بین وزن تولد - وزن شیرگیری (0.38 و 0.32)، وزن تولد - وزن یکسالگی (0.52 و 0.49) و وزن شیرگیری - وزن یکسالگی (0.69 و 0.52) برآورد شد.

واژه‌های کلیدی: بز مرخز، وزن بدن، وراثت‌پذیری، همبستگی، مدل دام، مؤلفه‌های واریانس - کواریانس.

مقدمه

هدف اصلی از پرورش یک نژاد بز در یک منطقه خاص جغرافیایی کسب درآمد مناسب است. برای تولید گوشت صفات تولید مثل و سرعت رشد دارای اهمیت اقتصادی هستند. اندازه بدن و سرعت رشد بزهای تولیدکننده موهر در تطابق‌پذیری، تولید مثل، مقاومت در مقابل انواع تنش‌ها و در نهایت تولید گوشت و موهر اهمیت زیادی دارد (۷ و ۱۶). لذا هدف از پرورش بزهای تولید

کننده موهر بعد از تولید الیاف برای تولید گوشت است. با توجه به وجود تنوع زیاد، امکان افزایش تولید گوشت در بزهای تولیدکننده موهر وجود دارد. چون بزها در تولید گوشت کم‌چربی نقش مهمی دارند، در دنیای امروز تقاضا برای گوشت بز در حال افزایش است (۱۰). علاوه بر این چون این حیوانات در مناطق خشک و نیمه‌خشک به روش غیر متمرکز^۱ پرورش می‌یابند، گوشت تولیدی در این بز به دلیل استفاده از منابع غذایی کم بازده قابل توجه است

شیرگیری و وزن یکسالگی بزهای مرخز نگهداری شده در ایستگاه دامپروری سنندج می‌باشد که از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۷ جمع آوری و رکوردگیری شده بود. تعداد داده‌ها، میانگین و ضریب تغییرات هر یک از صفات در جدول شماره ۱ ارائه شده است. برای برآورد مؤلفه‌های واریانس - کواریانس مربوط به صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن یکسالگی بر اساس مدل دام نرم افزار DF-REML از سه مدل استفاده و نتایج حاصل مقایسه شد.

$$Y = Xb + Z_1a + e \quad \text{مدل ۱}$$

$$Y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{مدل ۲} \quad \text{cov}(a, m) = 0$$

$$Y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{مدل ۳} \quad \text{cov}(a, m) = 0$$

در مدل‌های فوق Y بردار مشاهدات، b بردار اثر عوامل ثابت (سال، جنس، نوع تولد و سن مادر)، a بردار اثر عوامل ژنتیکی مستقیم، m بردار اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثر عوامل محیطی دائمی مادری، X ، Z_1 ، Z_2 ، Z_3 ، ماتریس‌های ضرایب (۰ و ۱) یا ماتریس طرح هستند که رابطه عناصر m ، a ، b و c را با Y نشان داده و e نیز بردار اثر عوامل باقیمانده است. همچنین در مورد وزن شیرگیری اثر سن حیوان نیز به صورت متغیر کمکی^۱ در مدل منظور شد. در این پژوهش ابتدا از مؤلفه‌های ژنتیکی حاصل از تجزیه و تحلیل صفات مذکور در برنامه Harvey به عنوان پیش برآورد^۲ در

(۱۶). بزمرخز حیوانی چند منظوره (موهر، گوشت و شیر) است و گوشت تولیدی آنها بعد از تولید لیاف، دارای اهمیت است.

برای برآورد مؤلفه‌های واریانس - کواریانس چنانچه رکوردها یا مشاهدات از حیواناتی جمع آوری شده باشد که در آنها انتخاب صورت گرفته است، استفاده از کواریانس بین حیوانات در برآورد مؤلفه‌های واریانس اهمیت دارد. چون در روش REML برای اثر انتخاب تصحیح انجام می‌گیرد، این روش بعنوان مناسب‌ترین راه برآورد مؤلفه‌های واریانس برای صفات مورد مطالعه در دامپروری استفاده می‌شود. تفکیک واریانس‌های مختلف به اجزای آنها، استفاده از مدل دام و ماتریس کامل روابط خویشاوندی باعث می‌شود که برآورد پارامترهای ژنتیکی با این روش ناریب باشد (۲ و ۹).

هدف از این پژوهش تعیین مناسبترین مدل آماری برای تجزیه و تحلیل صفات وزن زنده، برآورد مؤلفه‌های واریانس، کواریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یکسالگی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل وزن تولد، وزن

جدول ۱ - تعداد، میانگین و انحراف معیار داده‌های صفات وزن زنده

وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن یکسالگی	
۱۴۳۸	۱۲۳۷	۱۰۲۲	تعداد رکورد
۱۷۰۹	۱۴۸۵	۱۲۴۲	تعداد حیوان
۷۰	۶۱	۵۸	تعداد پدر
۴۴۸	۳۸۲	۳۳۱	تعداد مادر
۳/۲۱	۳/۲۴	۳/۰۹	متوسط نتایج هر مادر
۲/۶۵۸	۱۵/۴۴۹	۲۷/۷۸۹	میانگین (کیلوگرم)
۰/۴۶۹	۳/۹۴۹	۶/۶۶۴	انحراف معیار
۱۷/۶۴۵	۲۵/۵۶۲	۲۳/۹۸۱	ضریب تغییرات

بیشترین مقدار را دارد بعنوان مبنا انتخاب می شود. سپس تفاوت نسبت لگاریتم درستتمائی و χ^2 سایر مدل ها از آن بشکل ذیل محاسبه می گردد.

$$\chi^2 = -2(\log \text{likelihood} - \log \text{likelihood} \text{ مدل مورد نظر})$$

این تفاوت برای کلیه مدل ها محاسبه شده و با χ^2 جدول (با یک درجه آزادی برای مقایسه هر دو مدل متوالی) مقایسه میگردد. مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار نسبت لگاریتم در ستمائی را داشته و تفاوت آن با سایر مدل ها معنی دار باشد مناسبترین مدل است. در صورتی که تفاوت مدل ها از نظر آماری معنی دار نباشد، ساده ترین مدل برای برآورد مؤلفه های واریانس استفاده می شود (۱۴ و ۱۵). برای برآورد وراثت پذیری کل از فرمول ذیل استفاده شد (۱۷).

$$h^2_T = (\sigma^2_A + 0.5\sigma^2_M) / \sigma^2_P$$

نتایج و بحث

مقدار تفاوت نسبت لگاریتم درستتمائی مدل های صفات مختلف، از نسبت لگاریتم درستتمائی مدل ۳ که بیشترین مقدار را دارد، در جدول شماره ۲ نشان داده شده است. با توجه به ارقام این جدول مشاهده می شود منظور نمودن اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری به مدل ۱، در افزایش نسبت لگاریتم درستتمائی نقشی ندارد. ولی منظور نمودن اثر عوامل محیطی دائمی مادری به مدل ۲ باعث افزایش نسبت لگاریتم درستتمائی می شود ($P < 0.01$). بنابراین مدل ۳ مناسب ترین و دقیقترین مدل برای برآورد ضریب وراثت پذیری صفات مختلف بزهای نژاد مرغز مورد مطالعه در این پژوهش است و از نظر آماری بر مدل های ۱ و ۲ ارجحیت کامل

روش REML استفاده شد و سپس برآوردهای حاصل از روش REML مجدداً به عنوان پیش برآورد در تجزیه و تحلیل نهایی مورد استفاده قرار گرفت.

در مدل های مذکور امید ریاضی و ماتریس های واریانس - کواریانس به شرح ذیل است.

$$E \begin{bmatrix} y \\ a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \text{Var} \begin{bmatrix} a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma^2_a & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A\sigma^2_m & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma^2_c & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma^2_e \end{bmatrix}$$

در معادله فوق A ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات و I ماتریس واحد است. در ضمن σ^2_a ، σ^2_m ، σ^2_c ، σ^2_e نیز به ترتیب واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم^۱، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری^۲، واریانس محیطی دائمی مادری^۳ و واریانس محیطی می باشند. برای برآورد همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات از مدل آماری شماره ۱ نرم افزار DF-REML استفاده شد. در این مورد نیز از مؤلفه های واریانس ژنتیکی افزایشی، باقیمانده و مؤلفه های کواریانس ژنتیکی افزایشی و باقیمانده حاصل از تجزیه و تحلیل دو صفت در برنامه Harvey و نتایج حاصل از برآوردهای تجزیه و تحلیل یک متغیره به عنوان پیش برآورد استفاده گردید.

به منظور تعیین مناسب ترین مدل برای برآورد مؤلفه های واریانس - کواریانس، از آزمون نسبت لگاریتم درستتمائی^۴ استفاده شد (۱۴ و ۱۵). در این آزمون، نسبت لگاریتم درستتمائی مدلی که

جدول ۲ - مقدار تفاوت نسبت لگاریتم درستتمائی مدل ها از مدل ۳ در صفات مختلف

مدل	وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن یکسالگی
مدل ۱	-۲۱/۴۱**	-۴/۶۸**	-۲/۰۲**
مدل ۲	-۲۱/۴۱**	-۴/۶۸**	-۲/۰۲**
مدل ۳	.	.	.

1. Direct additive genetic variance

2. Maternal additive genetic variance

3. Maternal permanent environmental variance

4. Log likelihood ratio test

دارد (۹، ۱۴ و ۱۵).

مستقیم، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری و واریانس محیطی دائمی مادری نشان می‌دهد که در این نژاد نقش واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم در توارث این صفت زیاد است. پس پاسخ به انتخاب بر اساس وراثت پذیری مستقیم و کل مطلوب ولی بر اساس وراثت پذیری مادری (h^2_m) رضایتبخش نیست. نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی کل (C^2) ۰/۲۱ بود. بنابراین نقش اثر عوامل محیطی دائمی مادری و اثر عوامل ژنتیکی غیر افزایشی مادری روی این صفت بسیار زیاد است. چون اغلب بزهای موجود در گله بیش از سه زایش داشته‌اند (جدول ۱) لذا وجود بزهای مسن می‌تواند یک دلیل برای زیاد بودن واریانس محیطی دائمی مادری باشد (۱۱، ۱۴ و ۱۵).

ضریب وراثت پذیری مستقیم، مادری و کل وزن شیرگیری به ترتیب $0/09 \pm 0/18$ ، $0/09 \pm 0/02$ و $0/19$ بود (جدول ۳). ضریب وراثت‌پذیری وزن شیرگیری با استفاده از روش REML و همبستگی داخل گروهی ناتنی‌های پدری در بزهای آنقوره ترکیه $0/002$ و $0/17$ نیوزیلند $0/10$ ، آمریکا $0/33$ و $0/25$ گزارش شده است (۶، ۱۲، ۱۳، ۱۸، ۱۹). بدین ترتیب ضریب وراثت‌پذیری وزن شیرگیری در نژاد مرخز با میانگین برآوردهای موجود در منابع کم و بیش مطابقت دارد. چون مقدار وراثت‌پذیری مادری $0/02$ برآورد شد لذا نقش اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری در توارث این صفت قابل ملاحظه نمی‌باشد. نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی (C^2) $0/10$ بود که نسبت به مقدار آن در وزن تولد کمتر است. پس پاسخ به انتخاب برای وزن شیرگیری بر اساس ضریب وراثت‌پذیری مستقیم و کل مطلوب است ولی بر اساس وراثت‌پذیری مادری مطلوب نمی‌باشد.

ضریب وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و کل وزن یکسالگی به ترتیب $0/06 \pm 0/22$ ، $0/06 \pm 0/05$ و $0/25$ برآورد شد (جدول ۳). ضریب وراثت‌پذیری وزن یکسالگی با استفاده از روش همبستگی داخل گروهی خواهران و برادران ناتنی پدری توسط سایر پژوهشگران در بزهای آنقوره ترکیه، استرالیا و نیوزیلند به ترتیب $0/24$ ، $0/24$ و $0/22$ گزارش شده است که با نتایج حاصل از این پژوهش مطابقت دارد (۸، ۱۲ و ۱۸). در یک پژوهش دیگر ضریب وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و کل وزن ۹ ماهگی

نتایج تجزیه صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یکسالگی با مدل‌های مختلف برای برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، واریانس محیطی دائمی مادری، واریانس محیطی، واریانس فنوتیپی، وراثت‌پذیری مستقیم^۱، وراثت‌پذیری مادری^۲، نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (C^2)، وراثت‌پذیری کل و نسبت لگاریتم درستتمائی آنها در جدول ۳ ارائه شده است. ارقام این جدول نشان می‌دهد که واریانس فنوتیپی صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یکسالگی بیشتر تحت تأثیر اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر عوامل محیطی دائمی مادری است و اهمیت اثر ژنتیکی افزایشی مادری در واریانس فنوتیپی این صفات زیاد نیست. لذا در برآورد مؤلفه‌های واریانس از مدل ۱، اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری و اثر عوامل محیطی دائمی مادری و از مدل ۲ اثر عوامل محیطی دائمی مادری جزئی از اثر عوامل تصادفی ژنتیکی مستقیم بوده و در افزایش میزان شباهت خویشاوندان تأثیر دارند. این امر سبب افزایش کواریانس کل می‌شود و میزان برآورد وراثت‌پذیری نسبت به مقدار واقعی بیشتر و اریب می‌باشد. در این رابطه نقش واریانس محیطی دائمی مادری بسیار زیاد است.

ضریب وراثت‌پذیری مستقیم (h^2_a)، مادری (h^2_m) و کل (h^2_T) وزن تولد به ترتیب $0/09 \pm 0/22$ ، $0/09 \pm 0/06$ و $0/25$ بود (جدول ۳). با توجه به اهمیت اثر عوامل محیطی دائمی مادری و اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری، برآورد حاصل از مدل ۳ برای ضریب وراثت‌پذیری وزن تولد صحیح و نارریب است. در پژوهش‌های انجام گرفته ضریب وراثت‌پذیری وزن تولد در نژاد آنقوره ترکیه با استفاده از روش REML براساس مدل پدری $0/004$ ، و در بزهای کرکی نیوزیلند و نژاد راینی با استفاده از روش همبستگی داخل گروهی برادران و خواهران ناتنی پدری به ترتیب $0/21$ و $0/13$ گزارش شده است (۳، ۵ و ۱۹). وراثت‌پذیری حاصل از این پژوهش، از برآوردهای موجود در منابع مذکور بیشتر است. دلیل این امر احتمالاً بخاطر استفاده از مدل مناسب و ماتریس کامل روابط خویشاوندی در برآورد مؤلفه‌ها واریانس می‌باشد. بررسی ارقام مربوط به واریانس ژنتیکی افزایشی

جدول ۴ - ضرائب همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات مختلف

صفات	تعداد رکورد	همبستگی ژنتیکی	همبستگی فنوتیپی
وزن تولد - وزن شیرگیری	۱۲۳۷	۰/۳۸**	۰/۳۲**
وزن تولد - وزن یکسالگی	۱۰۲۲	۰/۵۲**	۰/۴۹**
وزن شیرگیری - وزن یکسالگی	۱۰۱۵	۰/۶۹**	۰/۵۲**

** : $P < 0.01$

نتایج همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات وزن تولد - وزن شیرگیری، وزن تولد - وزن یکسالگی و وزن شیرگیری - وزن یکسالگی با تجزیه دو متغیره مدل ۱ در جدول ۴ ارائه شده است. مقادیر همبستگی ژنتیکی افزایشی و فنوتیپی در کلیه موارد مثبت است. علت مثبت بودن همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی وزن بدن در سنین مختلف این است که وزن تولد جزئی از وزن شیرگیری، همچنین وزن تولد و وزن شیرگیری جزئی از وزن یکسالگی است. بنابراین ژنهایی که روی وزن یکسالگی اثر دارند، وزن شیرگیری و وزن تولد را هم تحت تأثیر قرار می دهند. احتمالاً این صفات تحت تأثیر ژنهای مشابه یا ژنهای با عملکرد پلیوتروپی می باشند. بنابراین میتوان انتظار داشت که اگر انتخاب برای هر کدام از این صفات در هر مرحله ای از زندگی بعمل آید برای افزایش وزن در مراحل بعدی نیز مؤثر خواهد بود (۱ و ۴). نتایج سایر گزارشها نشان می دهد که در اغلب موارد همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی وزن بدن در سنین مختلف در سایر نژادهای بز نیز مثبت و بزرگ بوده است (۳ و ۷).

بزغاله های آنقوره آفریقای جنوبی با مدل ۲ به ترتیب ۰/۲۹، ۰/۰۹ و ۰/۳۳ برآورد شده است که با نتایج وزن یکسالگی حاصل از این پژوهش مطابقت دارد (۱۴).

نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (C^2) ۰/۰۷ بود. نتایج نشان می دهد که پاسخ به انتخاب برای وزن یکسالگی بر اساس وراثت پذیری کل و وراثت پذیری مستقیم مطلوب است ولی بر اساس وراثت پذیری مادری مطلوب نخواهد بود. مقایسه نسبت های واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (C^2) در وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یکسالگی نشان می دهد که با افزایش سن حیوانات اثر عوامل محیطی دائمی مادری کاهش می یابد. همچنین ارقام وراثت پذیری مادری برای وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یکسالگی نشان می دهد که سهم واریانس ژنتیکی افزایشی مادری که مؤثر بر میزان تنوع نتاج در اثر قدرت مادری مولدهای ماده است، بسیار کم و قابل صرف نظر کردن می باشد.

REFERENCES

مراجع مورد استفاده

- اسکندری نسب، م. پ. ۱۳۷۷. برآورد مؤلفه های واریانس - کواریانس و روند ژنتیکی صفات تولیدی در یک گله گوسفند بلوچی. رساله دکتری. دانشکده کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس.
- امام جمعه کاشان، ن. ۱۳۷۶. ارزیابی ژنتیکی در دامپروری. انتشارات نص تهران. ۴۷۸ صفحه.
- امامی میبدی، م. ۱۳۷۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی برخی صفات اقتصادی در بز کرکی رائینی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.
- رشیدی، ا. ۱۳۷۱. تخمین پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در گوسفند مغانی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.
- Bigham, M.L., C.A. Morris, B.R. Southey and L. Baker. 1991. Heritability and genetic correlation from New Zealand Cashmere goats. Live. Prod. Sci.
- Davis, W. and M. Shelton. 1965. An analysis of some factors affecting weaning weight of Angora kids.

- Texas. Agric. Exp. Sta. Prog. Rep. 23.
7. Endang, T. 1988. Phenotypic and genotypic parameter estimates for birth weight and weaning weight in Etawah grad goats. Proc. VI World Conf. on Animal Prod. Helsinki, Finland.
 8. Gifford, D.R., R.W. Ponsoni, R.L. Lampe and J. Buree. 1991. Phenotypic and genetic parameter on fleece traits and live weight in South Australian Angora goats. Small Rumin. Res. 4:293-302.
 9. Graser, H.U., S.P. Smith and B. Tier. 1987. A derivative - free approach for estimating variance components in animal model by restricted maximum likelihood. J. Anim. Sci. 64:1362-1370.
 10. Lupton, C.J. 1996. Prospects for expanded mohair and cashmere production and processing in the United States of America. J. Anim. Sci. 74:1164-1172.
 11. Mrode, R.A. 1996. Linear models for the prediction of animal breeding values. Walling Ford. UK. 187 pp.
 12. Nicoll, G.B., M.L. Bigham and L. Alderton. 1989. Estimates of environmental effects and genetic parameters for live weight and fleece traits of Angora goats. Proc. N.Z. Soc. Anim. Prod. 49:183-189.
 13. Pattie, W.A., R.L. Baker, G.B. Nicoll and B.J. Restall. 1990. Breeding for cashmere and mohair. Proc. 4th World Cong. Gene. Appl. Live. Prod. 15:167-176.
 14. Snyman, M.A. and J.J. Olivier. 1996. Genetic parameters for body weight, fleece weight and fiber diameter in South Africa Angora goats. Live. Prod. Sci. 47:1-6.
 15. Snyman, M.A., G.L. Erasmus, J.B. Van Wyk and J.J. Olivier. 1995. Direct and maternal (co) variance component and heritability estimates for body weight at different age and fleece traits in Aferino sheep. Live. Prod. Sci. 44:229-235.
 16. Wilkinson, J.M. and A.S. Barbara. 1987. Commercial goat production. Bsp professional Books. 159pp.
 17. Willham, R.L. 1972. The role of maternal effects in animal breeding. III. Biometrical aspects of maternal effects in animal, J. Anim. Sci. 35:1288-1293.
 18. Yalsin, B.C. 1982. Angora goat breeding. Proc. 3rd Inter. Conf. on goat production and disease. 269-278.
 19. Yalsin, B.C., P. Horst, S. Gerstmayr and T. Oztan. 1989. Research on the breeding of Angora goats in Turkey. Anim. Res. and Development. 30:25-35.

**Variance - Covariance Components And Genetic Parameters
Estimates for Body Weights in Markhoz Goats**

**A. RASHIDI, N.E. KASHAN, S.R. MIRAEI-ASHTIANI,
S. RAHIMI AND R.W. TORSHIZY**

**Assistant Professor, Faculty of Agriculture and Natural Resources Kurdistan
University, Associate Professor, Faculty of Abureihan, University of Tehran,
Assistant Professor, Faculty of Agriculture, University of Tehran,
Assistant Professors, Faculty of Agriculture, University
of Tarbiat Modarres.**

Accepted June, 28, 2000

SUMMARY

Data collected of kids born from 1990 to 1999 in Sanandaj Markhoz Goat Reserch Station, were used in this research. Traits studied were, birth weight (BW) weaning weight (WW), and yearling weight (YW). Heritability estimates were obtained for BW, WW and YW, employing DF-REML procedures under univariate animal models. By ignoring or including maternal genetic and environmental effects, three different models of analysis were fitted for each trait. Log likelihood ratio tests indicated that the model including a direct and maternal genetic effect as well as maternal permanent environmental effect was the most suitable model for all traits. Direct heritability estimates for BW, WW and YW were 0.22 ± 0.09 , 0.18 ± 0.09 and 0.22 ± 0.06 respectively. Maternal heritability estimates for the mentioned triats were 0.06 ± 0.09 , 0.02 ± 0.09 and 0.05 ± 0.06 respectively. For the estimation of correlation between traits, bivariate analysis was carried out fitting direct effects only. Genetic and phenotypic correlations were obtained between BW-WW (0.38, 0.32), BW-YW (0.52, 0.49) and WW-YW (0.69, 0.52) respectively.

Key words: Markhoz goat, Body weight, Heritability, Variance-covariance components, Correlation, Animal model.