

تخمین پارامترهای ژنتیکی برای وزن بدن در سنین مختلف گوسفند مهربان

میثم لطیفی^۱، صادق علیجانی^{۲*}، اکبرتقی زاده^۱ و غلامعلی مقدم^۲

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۹/۱۹

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی تبریز

^۲ به ترتیب دانشیار و استادان گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه: Email: sad-ali@tabrizu.ac.ir

چکیده

این تحقیق به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد در گوسفند نژاد مهربان با استفاده از ۶۶۴۵ رکورد وزن تولد، ۳۶۸۵ رکورد وزن شیرگیری، ۲۴۰۶ رکورد وزن شش ماهگی و ۱۶۸۴ رکورد وزن نه ماهگی، که از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۹ توسط جهاد کشاورزی استان همدان گردآوری شده بود، انجام شد. اطلاعات استفاده شده برای شجره از سال ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۹ را شامل می شد. اثرات ثابت مدل شامل گله-سال زایش، فصل زایش، جنس بره، نوع تولد و سن مادر بود. به دلیل متفاوت بودن روز وزن کشتی حیوانات، روز وزن کشتی به عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. آزمون معنی داری اثرات ثابت با استفاده از رویه مدل خطی عمومی نرم افزار SAS انجام گرفت و سپس پارامترهای ژنتیکی با روش بیزی و با نرم افزار GIBBS3F90 برآورد گردید. برای هر صفت بهترین مدل بر اساس معیار انحراف اطلاعات انتخاب شد. وراثت پذیری مستقیم برای وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی و وزن نه ماهگی با بهترین مدل به ترتیب ۰/۲۴، ۰/۴۳، ۰/۴۳ و ۰/۲۳ برآورد گردید. مقدار وراثت پذیری مادری برای وزن تولد، شیرگیری و نه ماهگی به ترتیب ۰/۰۴، ۰/۴۳ و ۰/۱۹ برآورد گردید. نتایج این مطالعه نشان می دهد که پیشرفت ژنتیکی مناسبی برای همه ی صفات به وسیله ی انتخاب امکان پذیر است، اما همبستگی ژنتیکی منفی بین اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری برای همه ی صفات نشان دهنده ی آنتاگونیسم پلیوتروپی می باشد که در برنامه اصلاح نژاد باید در نظر گرفته شود.

واژگان کلیدی: پارامترهای ژنتیکی، روش بیزی، گوسفند مهربان

مقدمه

افزایش صحت پیش‌بینی ارزیابی ارزش اصلاحی یکی از بهترین ابزار موجود برای بالا بردن پاسخ به انتخاب می‌باشد، لذا داشتن اطلاعات در مورد پارامترهای ژنتیکی و وراثت‌پذیری اهمیت زیادی در ارزیابی ژنتیکی و انتخاب بهترین برنامه‌ی اصلاحی دارد (ماکسا و همکاران ۲۰۰۷). تصحیح عوامل محیطی سبب می‌شود

به منظور افزایش درآمد در امر دامپروری و انتخاب حیوانات برتر از نظر عملکرد ژنتیکی و فنوتیپی برای تولید بیشتر، لازم است صفات اقتصادی مناسب را برای امر پرورش تعریف نمود و روش‌های انتخاب مناسبی برای بهبود صفات و پیش‌بینی انتخاب اتخاذ کرد.

(کو) واریانس، مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم و مادری و اثر محیط پایدار مادری و مقایسه‌ی مدل‌های حیوانی مختلف با روش بیزی برای صفات وزن بدن در سنین مختلف در این نژاد اجرا گردید.

مواد و روش‌ها

اطلاعات این تحقیق شامل ۶۶۴۵ رکورد وزن تولد، ۳۶۸۵ رکورد وزن شیرگیری، ۲۴۰۶ رکورد وزن شش‌ماهگی و ۱۶۸۴ رکورد وزن نهم‌ماهگی‌گوسفند نژاد مهربان بود که توسط جهاد کشاورزی استان همدان از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۹ رکوردبرداری شده بود. اطلاعات مورد استفاده برای شجره از سال ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۹ را شامل می‌شد. مدیریت گله‌ها (۳۵ گله) به روش نیمه متحرک و روستایی بود. جفتگیری حیوانات به صورت کنترل شده و پدر مادر هر بره مشخص بود، و پس از تولد هر بره رکوردگیری‌های لازم انجام می‌شد. آمار توصیفی صفات مورد بررسی و اطلاعات شجره در جدول (۱) ارائه شده است. برای آماده‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار فاکس پرو و به منظور بررسی اثر عوامل محیطی بر روی صفات رشد از رویه‌ی مدل خطی عمومی نرم افزار SAS ۹.۱ در سطح $P < 0.05$ استفاده شد. اثرات ثابت شامل گله-سال زایش، فصل زایش، جنس بره، نوع تولد و سن مادر در هنگام زایش (در پنج گروه) بودند. به دلیل متفاوت بودن روز وزن‌کشی حیوانات، روز وزن‌کشی به عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد (به جز وزن در هنگام تولد).

که تغییرات ناشی از تاثیرات آنها بر رکوردها به حداقل کاهش پیدا کند و در نتیجه وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفات و در نهایت تخمین رشد ژنتیکی مورد انتظار صحیح‌تر باشد. نتایج حاصل از تحقیقات متعدد نشان داده‌است که اثرات مادری یک منبع تنوع قابل ملاحظه برای صفات مربوط به رشد در حیوانات جوان است و لحاظ نکردن آن در مدل سبب اریب شدن برآوردها می‌شود (مایر ۱۹۹۲ و بحرینی و همکاران ۲۰۰۷). اکثر تحقیقاتی که بر روی گوسفند نژاد مهربان صورت گرفته‌است به روش REML بوده است (کسبی و همکاران ۲۰۰۸ و آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰). وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی در گوسفند نژاد مهربان به ترتیب 0.17 و 0.3 و 0.1 و 0.18 و 0.35 و 0.14 و 0.37 و 0.12 و 0.43 و 0.1 گزارش شده است (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰). روش REML مبتنی بر تکرار و همگرایی است. این روش مستقل از اثرات ثابت است و به دلیل اینکه حداکثر درست‌نمایی، برآورد کننده را به به فضای پارامتری مجاز محدود می‌کند یک روش اریب می‌باشد. در این روش اگر برآوردهای واریانس همگی مثبت باشند آنگاه جواب نهایی REML می‌باشند، در صورت منفی بودن برآوردهای واریانس می‌بایست روند تکرار را متوقف کرد و نمی‌توان از روش REML استفاده کرد (حسنی و حلبیان ۱۳۸۸). در روش بیزی نمونه‌های تصادفی از توزیع پسین حاشیه‌ای، با استفاده نمونه‌گیری تکراری از توزیع‌های پسین شرطی تولید می‌شوند که به آن نمونه‌گیری گیبس گفته می‌شود. نمونه‌گیری گیبس یک روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت کارلوی زنجیره مارکوف می‌باشد. معمولاً نمونه‌های ابتدایی حذف می‌شوند و به این دوره‌ها اصطلاحاً دوره سوخته گفته می‌شود (رفیعی و همکاران ۱۳۸۶). تحقیق حاضر به منظور برآورد اجزاء

جدول ۱- تعداد رکورد، میانگین، انحراف معیار، ضریب تغییرات و اطلاعات شجره

وزن	تعداد رکورد	میانگین (کیلوگرم)	انحراف معیار (کیلوگرم)	دامنه تغییرات (کیلوگرم)	ضریب تغییرات (%)	تعداد پدرهای با رکورد	تعداد مادرهای بارکورد
تولد	۶۶۴۵	۳/۶۸	۰/۷۶۱	۱/۴-۶	۲۰/۶۸	۲۷۱	۴۱۰۶
شیرگیری	۳۶۸۵	۲۱/۷۵	۴/۰۵	۹-۳۰	۱۸/۶۲	۲۳۰	۲۵۱۰
شش ماهگی	۲۴۰۶	۳۵/۱	۵/۰۲	۱۶/۵-۵۰/۵	۱۴/۳۱	۱۶۱	۱۶۵۳
نه ماهگی	۱۶۸۴	۴۳/۸۷	۵/۴۴	۲۲-۵۴	۱۲/۴۱	۱۵۳	۱۲۴۰

به منظور برآورد اجزاء (کو) واریانس ژنتیکی و محیطی و تخمین پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در سنین مختلف از روش بیزیو از نرم افزار GIBBS3F90 (میشنال ۲۰۰۲) استفاده شد، و یک زنجیره‌ی نمونه-برداری گیبس با ۵۰۰۰۰۰ دوره تشکیل شد که ۵۰۰۰۰

دوره‌ی اول دوره‌ی سوخته، و به منظور مستقل بودن نمونه‌گیری‌های انجام شده فاصله‌ی نمونه‌برداری ۱۰۰ در نظر گرفته شد. مدل‌های استفاده شده برای آنالیز تک صفتی به صورت زیر بودند:

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{e} \quad (۱)$$

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_r\mathbf{c} + \mathbf{e} \quad (۲)$$

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_r\mathbf{m} + \mathbf{e} \quad \text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{0} \quad (۳)$$

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_r\mathbf{m} + \mathbf{e} \quad \text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_{am} \quad (۴)$$

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_r\mathbf{m} + \mathbf{Z}_r\mathbf{c} + \mathbf{e} \quad \text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{0} \quad (۵)$$

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_r\mathbf{m} + \mathbf{Z}_r\mathbf{c} + \mathbf{e} \quad \text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_{am} \quad (۶)$$

ضرایب متناظر با اثرات، \mathbf{A} ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات و σ_{am} کواریانس بین اثرات مستقیم ژنتیک افزایشی و ژنتیک مادری می‌باشد. برای ماتریس واریانس و کواریانس اثرات تصادفی فرضیات ذیل در نظر گرفته شد:

که:

\mathbf{y} بردار مشاهدات، \mathbf{b} بردار اثرات ثابت (گله-سال)، فصل، جنس بره، نوع تولد و سن مادر و روز وزن کشتی)، \mathbf{a} و \mathbf{m} به ترتیب بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، \mathbf{c} بردار اثر عوامل تصادفی محیط دائمی میش، \mathbf{e} بردار اثر عوامل تصادفی باقیمانده \mathbf{X} ، \mathbf{Z}_1 ، \mathbf{Z}_r و \mathbf{Z}_r ماتریس‌های

$$V(\mathbf{a}) = \mathbf{A}\sigma_a^2, V(\mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_m^2, V(\mathbf{c}) = \mathbf{I}\sigma_c^2, V(\mathbf{e}) = \mathbf{I}\sigma_e^2 \text{ و } \text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_{am}$$

\mathbf{I} : ماتریس واحد، σ_a^2 ، σ_m^2 ، σ_c^2 و σ_e^2 به ترتیب واریانس

که:

زیادی اثر گله، سال و فصل را بر روی صفات وزن بدن معنی‌دار گزارش کرده‌اند (توش و کمپ ۱۹۹۴؛ ماکسا و همکاران ۲۰۰۷؛ غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸؛ بانه و همکاران ۲۰۱۰ و گوان و همکاران ب ۲۰۱۰).

معنی‌دار بودن اثر جنس بره، نوع تولد و اثر سن مادر به ترتیب می‌تواند به علت ترشح هورمون‌های مسئول رشد در دو جنس، محدود بودن فضای رحمی و رقابت جنین‌ها برای غذای دریافتی از مادر، و افزایش وضعیت بدنی در میش‌های پیرتر باشد. معنی‌دار بودن اثر جنس، تیپ زایش و سن مادر بر روی صفات بدن نیز توسط تعداد زیادی از محققین گزارش شده است (واعظ و همکاران ۱۹۹۶؛ دوگوما و همکاران ۲۰۰۲؛ غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸؛ اوزدر و همکاران ۲۰۰۹؛ بانه و همکاران ۲۰۱۰ و گوان و همکاران الف ۲۰۱۰).

مقایسه‌ی مدل

نتایج تجزیه و تحلیل حاصل برای اجزاء واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، واریانس محیط پایدار مادری، واریانس باقیمانده، واریانس فنوتیپی، وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری، اثر محیط پایدار مادری، همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری و DIC‌های مربوط به هر مدل در جدول (۲) ارائه شده است. همچنین HPD‌های برآورد شده برای اجزاء واریانس با بهترین مدل برای هر صفت در جدول (۳) ارائه شده است. بهترین مدل براساس معیار انحراف اطلاعات (DIC) برای وزن تولد مدل ۵، وزن شیرگیری مدل ۴، وزن شش ماهگی مدل ۱ و وزن نه ماهگی مدل ۶ انتخاب شدند.

پارامترهای ژنتیکی

وزن تولد

مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد در نژاد بهارات مرینو ۰/۰۵ (گوان و همکاران ب ۲۰۱۰)، نژاد مینز ۰/۴۶۴ (گیزاو و همکاران ۲۰۰۷)، نژاد مرینو استرالیایی ۰/۳ (واعظ و همکاران ۱۹۹۶) و در نژاد همشایر، پولد دورست و رومانو به ترتیب ۰/۳۹، ۰/۱۲ و ۰/۰۷ (توش

ژنتیکی مستقیم، مادری، اثر پایدار مادری و باقیمانده می‌باشند.

وراثت‌پذیری کل با استفاده از رابطه ذیل برآورد شد (ویلیام ۱۹۷۲):

$$h_t^2 = \frac{(\sigma_a^2 + 0.5\sigma_m^2 + 1.0\sigma_{am})}{\sigma_p^2}$$

پس از تولید نمونه‌های گیبس برای تعیین بیشترین چگالی توزیع پسین (HPD^۲) از نرم‌افزار Postgibbs (بلاسکو ۲۰۰۱) استفاده شد. برای مقایسه‌ی مدل‌ها از معیار انحراف اطلاعات (DIC^۳) استفاده شد (اسپیگل هالتر و همکاران ۲۰۰۲):

$$DIC = PD + \bar{D}$$

که در این معادله PD تعداد پارامتر موثر در مدل و \bar{D} انحراف امید ریاضی پارامتر ناشناخته‌ی مدل می‌باشد، و در نهایت هر مدلی که DIC کمتری داشته باشد به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شدند.

نتایج و بحث

میانگین \pm انحراف معیار وزن تولد، شیرگیری، شش ماهگی و نه ماهگی به ترتیب $3/67 \pm 0/76$ ، $4/05 \pm 0/75$ ، $21/75 \pm 0/02$ و $35/15 \pm 0/02$ کیلوگرم بود که با گزارشات سایر محققین بر این نژاد همخوانی دارد (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸ و آقاعلی گماسایی و همکاران ۲۰۱۰). اثر عوامل گله-سال زایش، جنس بره، فصل، نوع تولد (چهار گروه)، روز وزن‌کشی حیوانات (به غیر از وزن تولد) بر همه‌ی صفات معنی‌دار بود ($P < 0/05$). سن مادر (در پنج گروه) در هنگام‌زایش فقط بر صفت وزن تولد معنی‌دار ($P < 0/05$) بود. معنی‌دار بودن اثرات گله، سال و فصل می‌تواند به علت مدیریت، تغییرات ناشی از مقدار بارندگی، رطوبت، دمای محیط، کمیت و کیفیت علوفه در سال‌های مختلف باشد. محققین

1 Identity matrix

2 Highest posterior density

3 Deviance information criterion

۲۰۱۰) و در نژاد مهربان ۰/۰۶ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) گزارش شده است. اثر محیط پایدار مادری در این تحقیق ۰/۰۲ برآورد شد که با مقدار گزارش شده در نژاد کردی ۰/۰۳ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲) همخوانی دارد.

وزن شیرگیری

مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن شیرگیری در نژاد مینز ۰/۴۷ (گیزاو و همکاران ۲۰۰۷)، نژاد مرینو استرالیایی ۰/۲۸ (واعظ و همکاران ۱۹۹۶) و در سن ۱۰۰ روزگی برای سه نژاد همشایر، پولد دورست و رومانو به ترتیب ۰/۳۹، ۰/۲۵ و ۰/۱۴ (توش و کمپ ۱۹۹۴) گزارش شده است. در نژادهای ایرانی نیز مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن شیرگیری در نژاد قزل ۰/۲۹ (بانه و همکاران ۲۰۱۰)، نژاد مغانی ۰/۱۳ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد کردی ۰/۲۳ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲) گزارش شده است. وراثت‌پذیری مستقیم در نژاد مهربان برای وزن شیرگیری به ترتیب ۰/۳ (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۲۵ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) برآورد شده است. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم در این تحقیق ۰/۴۳ برآورد شد که در دامنه‌ی گزارشات این محققین می‌باشد.

مقدار وراثت‌پذیری مادری را در سن ۱۰۰ روزگی برای سه نژاد همشایر، پولد دورست و رومانو به ترتیب ۰/۱۹، ۰/۰۸ و ۰/۰۲ (توش و کمپ ۱۹۹۴) و در نژاد چوکلا ۰/۰۸ (کوشوا و همکاران ۲۰۰۹) گزارش شده است. مقدار وراثت‌پذیری مادری وزن شیرگیری در گوسفند نژاد قزل ۰/۰۱ (بانه و همکاران ۲۰۱۰)، در نژاد مغانی ۰/۰۸ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد کرمانی ۰/۱۱-۰/۱۹ (بحرینی و همکاران ۲۰۰۷) برآورد شده است. وراثت‌پذیری مادری در این تحقیق ۰/۴۳ برآورد شد که از مقادیر گزارش شده در این نژاد ۰/۱۸ (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۰۶ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) بیشتر است. به طور کلی با افزایش سن وراثت‌پذیری مستقیم افزایش و

و کمپ ۱۹۹۴) گزارش شده است. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم نیز در نژاد کردی ۰/۱۶ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲)، نژاد مغانی ۰/۲۹ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد مهربان نیز به ترتیب ۰/۳ (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۱۹ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) برآورد شده است. وراثت‌پذیری مستقیم در این تحقیق ۰/۲۱ برآورد گردید که با مقادیر گزارش شده در نژاد چوکلا ۰/۲ (کوشوا و همکاران ۲۰۰۹)، قزل ۰/۲۴ (بانه و همکاران ۲۰۱۰) و مالپورا ۰/۱۹ (گوان و همکاران لف ۲۰۱۰) همخوانی دارد. تفاوت در مقدار وراثت‌پذیری های گزارش شده را می‌توان به دلیل متفاوت بودن نژادها، متفاوت بودن تعداد رکوردهای مورد استفاده و مدل‌های آماری استفاده شده نسبت داد.

مقدار وراثت‌پذیری مادری برای وزن تولد در سه نژاد همشایر، پولد دورست و رومانو به ترتیب ۰/۳۱، ۰/۲۲، ۰/۱۳ (توش و کمپ ۱۹۹۴) و در نژاد مرینو ۰/۳۸-۰/۲۵ (دوگوما و همکاران ۲۰۰۲) گزارش شده است. مقدار وراثت‌پذیری مادری نیز در نژاد کردی ۰/۲۳ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲)، نژاد مغانی ۰/۲۹ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد مهربان نیز وراثت‌پذیری مادری برای وزن تولد به ترتیب ۰/۱۷ (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۱۱ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) گزارش شده است. وراثت‌پذیری مادری در این تحقیق ۰/۰۴ برآورد شد که با نتایج گزارش شده در نژاد قزل ۰/۰۴ (بانه و همکاران ۲۰۱۰) مطابقت دارد. باید توجه داشت که با در نظر نگرفتن اثرات مادری در مدل، برآوردهای بالاتری از مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و در نتیجه وراثت‌پذیری مستقیم بدست می‌آید که این امر اهمیت در نظر گرفتن اثرات مادری را در مدل نشان می‌دهد. اثر محیط پایدار مادری نیز در نژادهای بهارات مرینو ۰/۱۹ (گوان و همکاران ب ۲۰۱۰)، قزل ۰/۰۹ (بانه و همکاران ۲۰۱۰)، نژاد مغانی ۰/۲۵ (قوی حسین زاده و اردلان

گزارش شده با نژاد مرینو استرالیایی ۰/۴۱ (واعظ و همکاران ۱۹۹۶) همخوانی دارد.

وراثت‌پذیری مادری کاهش می‌یابد (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸ و بانه و همکاران ۲۰۱۰). مقدار وراثت-پذیری مادری برآورد شده در این تحقیق با مقادیر

جدول ۲- برآورد اجزاء واریانس برای صفات وزن بدن

DIC	h_f^2	c^2	r_{am}	σ_{pe}^2	h_m^2	h_a^2	σ_p^2	σ_e^2	σ_m^2	σ_a^2	مدل	وزن
۹۱۱۷/۷۱	۰/۲۸	-	-	-	-	۰/۲۸	۰/۲۴	۰/۱۷	-	۰/۰۷	۱	تولد
۹۲۳۲/۸۰	۰/۲۵	۰/۰۲	-	۰/۰۱	-	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۱۷	-	۰/۰۶	۲	
۹۰۲۳/۴۷	۰/۲۴	-	-	-	۰/۰۵	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۳	
۸۵۶۰/۱۹	۰/۰۳	-	-۰/۹۳	-	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۳۱	۰/۱۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۴	
۸۳۵۳/۳۷	۰/۲۵	۰/۰۲	-	۰/۰۰۴	۰/۰۴	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۰۱	۰/۰۵	۵	
۸۵۲۷/۹۴	۰/۰۵	۰/۰۳	-۰/۹۲	۰/۰۰۸	۰/۱۹	۰/۲۶	۰/۳۰	۰/۱۶	۰/۰۶	۰/۰۸	۶	
۱۴۳۸۱/۸۱	۰/۶۱	-	-	-	-	۰/۶۱	۴/۵۵	۱/۷۵	-	۲/۸۰	۱	شیرگیری
۱۲۵۰۵/۹۱	۰/۶۱	۰/۱۳	-	۰/۵۸	-	۰/۶۱	۴/۵۶	۱/۱۸	-	۲/۷۹	۲	
۱۴۸۱۶/۴۸	۰/۳۷	-	-	-	۰/۱۵	۰/۳۰	۴/۵۲	۲/۵۰	۰/۶۷	۱/۳۵	۳	
۱۲۱۹۰/۸۳	۰/۰۳	-	-۰/۹۶	-	۰/۴۳	۰/۴۳	۷/۸۲	۱/۰۹	۳/۳۶	۳/۳۷	۴	
۱۵۴۴۶/۱۰	۰/۳۷	۰/۰۱	-	۰/۰۵	۰/۱۴	۰/۳۰	۴/۵۲	۲/۴۷	۰/۶۳	۱/۳۸	۵	
۱۲۴۵۴/۱۹	۰/۰۴	۰/۰۱	-۰/۹۵	۰/۰۴	۰/۴۲	۰/۴۳	۷/۶۶	۱/۱۳	۳/۲۱	۳/۲۸	۶	
۱۱۶۹۱/۵۹	۰/۴۳	-	-	-	-	۰/۴۳	۹/۴۸	۵/۳۹	-	۴/۰۹	۱	شش ماهگی
۱۲۰۳۷/۳۳	۰/۲۲	۰/۱۴	-	۱/۲۸	-	۰/۲۲	۹/۴۶	۶/۱۳	-	۲/۰۵	۲	
۱۲۳۴۶/۸۸	۰/۲۵	-	-	-	۰/۱۵	۰/۱۸	۹/۵۰	۶/۳۶	۱/۴۵	۱/۶۹	۳	
۱۱۷۹۲/۰۳	۰/۰۳	-	-۰/۸۹	-	۰/۳۴	۰/۲۷	۱۳/۰۲	۵/۱۴	۴/۴۱	۳/۴۸	۴	
۱۲۱۵۶/۵۲	۰/۲۲	۰/۰۶	-	۰/۶۰	۰/۱۰	۰/۱۷	۹/۵۱	۶/۳۲	۱/۰۰	۱/۶۰	۵	
۱۱۷۴۱/۸۱	۰/۰۵	۰/۰۷	-۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۲۵	۰/۲۸	۱۲/۵۴	۵/۰۳	۳/۱۴	۳/۵۳	۶	
۸۳۸۷/۰۶	۰/۴۶	-	-	-	-	۰/۴۶	۹/۱۳	۴/۹۸	-	۴/۱۶	۱	نه ماهگی
۸۲۲۰/۸۸	۰/۳۴	۰/۰۶	-	۰/۵۲	-	۰/۳۴	۹/۱۰	۵/۴۷	-	۳/۱۰	۲	
۸۵۱۳/۷۶	۰/۳۱	-	-	-	۰/۱۲	۰/۲۵	۹/۱۴	۵/۷۰	۱/۱۳	۲/۳۱	۳	
۸۵۳۱/۶۳	۰/۱۲	-	-۰/۶۶	-	۰/۲۴	۰/۲۳	۱۰/۷۹	۵/۷۰	۲/۶۰	۲/۴۹	۴	
۸۲۷۴/۱۸	۰/۲۷	۰/۰۳	-	۰/۳۱	۰/۱۱	۰/۲۱	۹/۱۵	۵/۸۸	۱/۰۲	۱/۹۴	۵	
۸۲۱۵/۰۸	۰/۱۱	۰/۰۴	-۰/۶۷	۰/۴۶	۰/۱۹	۰/۲۳	۱۰/۶۳	۵/۷۲	۲/۰۵	۲/۴۰	۶	

σ_a^2 = واریانس افزایشی، σ_m^2 = واریانس ژنتیکی مادری، σ_e^2 = واریانس باقیمانده، σ_p^2 = واریانس فنوتیپی، σ_{pe}^2 = واریانس محیط پایدار مادری، r_{am} = همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری، h_a^2 = وراثت‌پذیری مستقیم، h_m^2 = وراثت‌پذیری مستقیم مادری، c^2 = اثر محیط پایدار مادری، h_f^2 = وراثت‌پذیری کل

و همکاران ۲۰۰۸)، نژاد کرمانی ۰/۵۶ (بحرینی و همکاران ۲۰۰۷)، نژاد کردی ۰/۵۹ (شکرالهی و زندیه

همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری برای وزن شیرگیری در گوسفند نژاد مهربان ۰/۲۱ (غفوری کسبی

بودن ساختار داده ها، به علت محدود بودن تعداد نسل برای محاسبه‌ی اثر ژنتیکی مستقیم و مادری (فادیلی و همکاران ۲۰۰۰) و ناکافی بودن ساختار شجره برای بدست آوردن وراثت‌پذیری مستقیم و مادری و همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری باشد (لی و همکاران ۲۰۰۰).

نژاد مغانی ۰/۴۸- (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد چوکلا منفی (کوشوا و همکاران ۲۰۰۹) گزارش شده است. در این تحقیق همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری ۰/۹۶- برآورد شد که با مقادیر گزارش شده در نژاد مالپورا (گوان و همکاران الف ۲۰۱۰) همخوانی دارد. همبستگی منفی ژنتیکی مستقیم و مادری در این تحقیق می‌تواند به دلیل کوچک

جدول ۳- برآورد چگالی توزیع پسین در ناحیه‌ی ۹۵٪ برای اجزای واریانس با بهترین مدل

وزن	مدل	σ_a^2	σ_m^2	σ_e^2	σ_{pe}^2	h_a^2	h_m^2	c^2
تولد	۵	۰/۰۳-۰/۰۷	۰/۰۰-۰/۰۱	۰/۱۵-۰/۱۹	۰/۰۰-۰/۰۱	۰/۱۲-۰/۲۹	۰/۰۱-۰/۰۶	۰/۰-۰/۰۴
شیرگیری	۴	۲/۱۳-۴/۵۷	۲/۱۳-۴/۱۵	۰/۲۳-۱/۹	-	۰/۳۱-۰/۵۲	۰/۳۶-۰/۴۷	-
شش ماهگی	۱	۲/۳۷-۵/۷۶	-	۳/۷۹-۶/۹۶	-	۰/۲۶-۰/۶۰	-	-
نه ماهگی	۶	۰/۱-۴/۹	۰/۰-۳/۹۷	۳/۸-۷/۴	۰/۰-۱/۱۶	۰/۰۱-۰/۴۱	۰/۰۳-۰/۳۳	۰/۰-۰/۱۱

σ_a^2 = واریانس افزایشی، σ_m^2 = واریانس ژنتیکی مادری، σ_e^2 = واریانس باقیمانده، σ_{pe}^2 = واریانس محیط پایدار مادری، h_a^2 = وراثت‌پذیری مستقیم، h_m^2 = وراثت‌پذیری مستقیم مادری، c^2 = اثر محیط پایدار مادری،

وزن شش ماهگی

مقدار وراثت‌پذیری مستقیم در سن شش ماهگی در نژاد مینز ۰/۵۱ (گیزاو و همکاران ۲۰۰۷)، نژاد مالپورا ۰/۲۷ (گوان و همکاران الف ۲۰۱۰)، نژاد مرینو ترکی ۰/۳۱ (اوزدر و همکاران ۲۰۰۹) و در نژاد چوکلا ۰/۱۶ (کوشوا و همکاران ۲۰۰۹) برآورد شده است. در نژادهای ایرانی نیز مقدار وراثت‌پذیری مستقیم در سن شش ماهگی در گوسفند نژاد قزل ۰/۳۷ (بانو و همکاران ۲۰۱۰)، در نژاد مغانی ۰/۱۴ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد کرمانی ۰/۰۹ (بحرینی و همکاران ۲۰۰۷) برآورد شده است. در این تحقیق مقدار وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۴۳ برآورد شد که از مقادیر گزارش شده توسط سایر محققین در این نژاد ۰/۳۵ (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۲۳ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) بیشتر است.

وزن نه ماهگی

وراثت‌پذیری مستقیم وزن نه ماهگی را در نژاد مینز ۰/۵۵۹ (گیزاو و همکاران ۲۰۰۷)، در نژاد مالپورا ۰/۱۵

(گوان و همکاران الف ۲۰۱۰)، در نژاد مغانی ۰/۱ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰)، در نژاد کردی ۰/۰۹ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲) و در نژاد مهربان نیز وراثت‌پذیری مستقیم برای وزن نه ماهگی به ترتیب ۰/۳۷ (آقاعلی گم‌سای و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۳۱ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) برآورد شده است. وراثت‌پذیری مستقیم در این تحقیق ۰/۲۳ برآورد شد که با مقادیر گزارش شده برای وزن نه ماهگی در نژاد مرینو استرالیایی ۰/۲۴ (واعظ و همکاران ۱۹۹۶) و نژاد چوکلا ۰/۲۲ (کوشوا و همکاران ۲۰۰۹) همخوانی دارد. کاهش مقادیر وراثت‌پذیری در وزن نه ماهگی نسبت به وزن شش ماهگی می‌تواند به دلیل شرایط رکورد برداری و ماهیت خود صفت مورد بررسی باشد.

مقدار وراثت‌پذیری مادری وزن نه ماهگی در نژاد مرینو استرالیایی ۰/۰۷ (واعظ و همکاران ۱۹۹۶)، در نژاد مالپورا در دامنه‌ی ۰/۱۴-۰/۰۲ (گوان و همکاران الف ۲۰۱۰)، در نژاد مغانی ۰/۰۶ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) و در نژاد کردی ۰/۰۰۵ (شکرالهی و

(۲۰۰۷)، در نژاد کردی ۰/۷۹ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲) گزارش شده است. در این تحقیق همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری ۰/۶۷- برآورد شد که از مقادیر گزارش شده در نژاد مغانی ۰/۵۶- (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) بیشتر است.

برآورد مقادیر وراثت‌پذیری بالا در این مطالعه نشان می‌دهد که پیشرفت ژنتیکی مناسبی برای همه‌ی صفات به وسیله‌ی انتخاب امکان پذیر است، اما برآورد بالای همبستگی ژنتیکی منفی بین اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری (۰/۶۷- در وزن نه ماهگی و ۰/۸۹- در وزن شش ماهگی) برای همه‌ی صفات بیانگر آنتاگونیسم پلیوتروپی می‌باشد. در واقع، وجود کواریانس منفی ژنتیکی مستقیم و مادری در این تحقیق می‌تواند بیانگر این باشد که حیواناتی که از نظر ژنتیک افزایشی برای صفت رشد بالا هستند از نظر ارزش ژنتیکی برای صفت مادری پایین هستند و لذا در امر انتخاب و اصلاح نژاد این نکته می‌بایست در نظر گرفته شود.

زندیه ۲۰۱۲) گزارش شده است. در تحقیقات مختلف در نژاد مهربان مقدار وراثت‌پذیری مادری وزن نه ماهگی را به ترتیب ۰/۱۲ (آقاعلی گماسایی و همکاران ۲۰۱۰) و ۰/۰۱ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸) گزارش کرده اند. در این تحقیق مقدار وراثت‌پذیری مادری ۰/۱۹ برآورد شد که با مقادیر گزارش شده در نژاد کرمانی ۰/۱۸ (بحرینی و همکاران ۲۰۰۷) مطابقت دارد. اثر محیط پایدار مادری وزن نه ماهگی در نژاد بهارات مرینو ۰/۰۸ (گوان و همکاران ب ۲۰۱۰)، نژاد مالپورا ۰/۰۱ (گوان و همکاران الف ۲۰۱۰) و در نژاد مغانی ۰/۰۱ (قوی حسین زاده و اردلان ۲۰۱۰) گزارش شده است. در این تحقیق اثر پایدار مادری ۰/۰۴ برآورد شد که با مقدار گزارش شده در نژاد کردی ۰/۰۵ (شکرالهی و زندیه ۲۰۱۲) مطابقت دارد.

همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری برای وزن نه ماهگی در گوسفند نژاد مهربان ۰/۳۲ (غفوری کسبی و همکاران ۲۰۰۸)، نژاد کرمانی ۰/۷۴ (بحرینی و همکاران

منابع مورد استفاده

- حسنی س و حلبیان ر، ۱۳۸۸. روش‌های برآورد مؤلفه‌های واریانس (کاربردها در اصلاح نژاد دام (ترجمه)، انتشارات بیهق، صفحه‌های ۹۲-۹۳.
- رفیعی ف، امام جمعه ن و ننه کرانی ش، ۱۳۸۶. کاربرد مدل خطی در پیش بینی ارزش ارثی حیوانات (ترجمه)، انتشارات حق شناس، صفحه‌های ۳۱۰-۳۱۱.
- Aghaali GamasaeV, Hafezian S H, Ahmadi A, Baneh H, Farhadi A and Mohamadi A, 2010. Estimation of genetic parameters for body weight at different ages in Mehraban sheep. *African J Biotechnol* 9:5218-5223.
- Bahreini Behzadi MR, Shahroudi FE and Van Vleck LD, 2007. Estimates of genetic parameters for growth traits in Kermani sheep. *J Anim Breed Genet* 124: 296-301.
- Baneh H, Hafezian SH, Rashidi A, Gholizadeh M and Rahimi G, 2010. Estimation of Genetic Parameters of Body Weight Traits in Ghezel Sheep. *Asian-Aust J Anim Sci* 2: 149 – 153.
- Blasco A, 2001. The bayesian controversy in animal breeding. *J Anim Sci* 79: 2023-2046.
- Duguma G, Schoeman SJ, Cloete SW P and Jordaan GF, 2002. Genetic parameter estimates of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *S Afr J Anim Sci* 32: 66- 75.
- Fadili ME, Michaux C, Detilleux J and Leroy PL, 2000. Genetic parameters for growth traits of the Moroccan Timahdit breed of sheep. *Small Rumin Res* 37: 203-208.
- Ghavi Hossein-Zadeh N and Ardalan M, 2010. Estimation of genetic parameters for body weight traits and litter size of moghani sheep, using a Bayesian approach via Gibbs sampling, *J Agric Sci* 148: 363-370.
- Ghafouri Kesbi F, Eskandarinasab M and Hassanabadi A, 2008. Estimation of genetic parameters for lamb weight at various ages in Mehraban sheep. *Ital J Anim Sci* 7:95-103.

- Gizaw S, Lemma S, Komen H and Van Arendonk JAM, 2007. Estimates of genetic parameters and genetic trends for live weight and fleece traits in Menz sheep. *Small Rumin Res* 70: 145–153.
- Gowane GR, Chopra A, Prakash V and Arora AL, 2010a. Estimates of (co)variance components and genetic parameters for body weights and first greasy fleece weight in Malpura sheep. *Livest Sci* 131: 94–101.
- Gowane GR, Chopra A, Prince LLL, Paswan C and Arora AL, 2010b. Estimates of (co)variance components and genetic parameters for body weights and first greasy fleece weight in Bharat Merino sheep. *Animal* 4:425–431.
- Kushwaha BP, Mandal A, Arora AL, Kumar R, Kumar S and Notter DR, 2010. Direct and maternal (co)variance components and heritability estimates for body weights in Chokla sheep. *J Anim Breed Genet* 126: 278–287.
- Lee J W, Choi SB, Jung YH, Keown JF and Van Vleck LD, 2000. Parameter estimates for direct and maternal genetic effects on yearling, eighteen-month, and slaughter weights of Korean native cattle. *J Anim Sci* 78: 1414–1421.
- Maxa J, Norberg E, Berg P and Pedersen J, 2007. Genetic parameters for growth traits and litter size in Danish Texel, Shropshire, Oxford Down and Suffolk. *Small Rumin Res* 68: 87-91.
- Meyer K, 1992. Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. *Livest Prod Sci* 31: 179–204.
- Spiegelhalter D, Best N, Carlin B and van der Linde A, 2002. Bayesian measures of model complexity and fit. *J Royal Statistic Society* 64: 583–639.
- Tosh JJ and Kemp RA, 1994. Estimated of variance components for lamb weights in three sheep population. *J Anim Sci* 72:1184-1190.
- Vaez-Torshizi RV, Nicholas FW and Raadsma HW, 1996. REML estimates of variance and covariance components for production traits in Australian Merino sheep, using an animal model. 1. Body weight from birth to 22 months. *Aust J Agric Res* 47: 1235–1249.
- Willham RL, 1972. The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. *J Anim Sci* 35: 1288–1293.

Estimation of genetic parameters for growth traits in Mehrabani sheep

M Latifi¹, S Alijani², A Taghizadeh² and Gh Moghaddam²

Received: March 05, 2013 Accepted: December 10, 2013

¹MSc Student, Department of Animal Science, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Associate Professor, Professor and Professor, respectively, Department of Animal Science, University of Tabriz, Iran

*Corresponding author: Email: sad-ali@tabrizu.ac.ir

Abstract

This research was carried out to estimate genetic and phenotypic parameters for growth traits of Mehraban sheep. The data included the birth weight (BW, n=6645), 3-month weight (3MW, n=3685), 6-month weight (6MW, n=2406) and 9-month weight (9MW, n=1684) records that were collected from 1994 to 2010 at Mehraban Sheep Breeding center under supervision of Agriculture-Jahad Organization of Hamedan. The pedigree file consisted of the information of animals from 1987 to 2010 years of birth. The effects of herd-year, season, sex, type birth and age of dam at lambing were fitted in the model as fixed effects. Due to the variation between ages at weighting of lambs this effect considered as a covariate in the model. The significant of fixed effects were determined using general linear model (GLM) procedure of SAS software. Bayesian analysis was carried out for traits, using the GIBBS3F90 program. The most suitable model for each trait was determined based on deviance information criterion (DIC). The estimated direct heritabilities with most appropriate model were 0.24, 0.43, 0.43 and 0.23 for BW, 3MW, 6MW and 9MW traits, respectively. The estimated maternal heritabilities were 0.04, 0.43 and 0.19 for BW, 3MW and 9MW, respectively. The results of this research show that a fair rate of genetic progress seems possible by selection for all traits, but negative genetic correlation was observed between direct and maternal genetic effects for all the traits, indicating antagonistic pleiotropy, which needs special care while formulating breeding plans.

Keywords: Genetic parameters, Bayesian method, Mehraban sheep