مجله پژوهش در نشخوارکنندگان
جلد اول، شماره اول، ۱۳۹۲
http://ejrr.gau.ac.ir

مقایسه مدل‌های مختلف در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت چندقلوزایی با روش بیزی در گوسفند مهربانی

میثم لطیفی[۱]، *صادق علیجانی[۲]، اکبرتقی‌زاده[۲] و غلامعلی مقدم[۲]

[۱]دانشجوی کارشناسی‌ارشد، [۲]اعضای هیأت‌علمی گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۹۱/۸/۲۴؛ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۱/۱

چکیده

هدف از این تحقیق مقایسه مدل‌های مختلف در برآورد پارمترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفت چندقلوزایی در گوسفند نژاد مهربانی با استفاده از ۵۰۶۹ رکورد چندقلوزایی بود که توسط جهاد کشاورزی استان همدان از سال ۱۳۷۳ الی ۱۳۸۹ جمع‌آوری شده بود. اطلاعات استفاده شده برای شجره ازسال ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۹را شامل می‌شد. برای تعداد بره‌ی متولد شده به ازای هر زایش از رکوردهای تکرارشده استفاده شد. اثرات ثابت شامل گله، سال و شکم زایش مادر بود. معنی‌دار بودن اثرات ثابت با رویه Logistic نرم‌افزار SAS انجام شد. پارامترهای ژنتیکی با استفاده از روش بیزی و نرم‌افزار Thrgibbs1f90 برآورد شد. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری و تکرارپذیری در این تحقیق به‌ترتیب ۰/۰۳۹، ۰/۱۱ و ۰/۰۵۷ برآورد گردید. برآوردهای کم وارثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری وتکرارپذیری بدست آمده برای صفت چندقلوزایی دراین تحقیق نشان داد که انتخاب براساس عملکرد میش ممکن است سبب پیشرفت ژنتیکی کمی در گوسفند مهربانی شود.

واژه‌های کلیدی:چندقلوزایی، پارامترهای ژنتیکی، روش بیزی، گوسفند نژاد مهربانی

*مسئول مکاتبه: sad-ali@tabrizu.ac.ir

مقدمه

صفات تولیدمثلی از مهمترین صفات موثر بر سودآوری در پرورش گوسفند و دارای ماهیت آستانه‌ای می‌باشند. داشتن اطلاعات در مورد پارامترهای ژنتیکی و وراثت‌پذیری صفات برای ارزیابی ژنتیکی و پاسخ به انتخاب بسیار مهم می‌باشد. تعداد بره‌ی متولد شده در هر نوبت زایش تحت تاثیر عوامل مختلفی مانند نرخ تخمک‌ریزی، نرخ لقاح و زنده‌ماندنی جنین قرار دارد (شونین و بارفینگ، ۱۹۹۰). همچنین از آنجایی که صفات تولیدمثلی نیز تحت تاثیر عوامل غیرژنتیکی می‌باشند، بنابراین با شناسایی این عوامل و کنترل آنها می‌توان، توان تولید و تولیدمثل حیوان را افزایش داد (ساورسفلی و همکاران، ۲۰۱۰). در مورد صفت چندقلوزایی دو نظر وجود دارد. اول اینکه چندقلوزایی در شکم‌های زایش مختلف توسط ژن‌های مختلفی کنترل می‌شود و بنابراین مانند سایر صفات کمی رفتار می‌کند (نوگورا و همکاران، ۲۰۰۲؛ روحه و کندی، ۱۹۹۵). دومین نظر حاکی از آن است که چندقلوزایی یک صفت گسسته می‌باشد که از توزیع درونی پیوسته نرمال تبعیت می‌کند (مکاوی و همکاران، ۲۰۱۰). در بیشتر مطالعات آنالیز صفت چندقلوزایی با روش خطی صورت گرفته و اجزای واریانس با روش REML برآورد شده است، در حالی که مطالعات نشان داده است مدل‌های غیرخطی در صد بیشتری از تغییرات را شرح می‌دهند و با دقت بیشتری اجزای واریانس را در مقایسه با مدل‌های خطی برآورد می‌کنند (جانسینس و همکاران، ۲۰۰۴). صفات تولید مثلی مانند باروری، فراوانی بره‌زایی و چندقلوزایی عموما دارای وراثت‌پذیری پایینی بوده و این وراثت‌پذیری پایین بیان کننده‌ی این است که این صفات بیشتر تحت تاثیر عوامل محیطی هستند (روساتی و همکاران، ۲۰۰۲). وراثت‌پذیری صفت چندقلوزایی در نژادهای ایرانی بین ۰/۰۱ در نژاد کرمانی (مختاری و همکاران، ۲۰۱۰) تا ۰/۳۷ در نژاد بلوچی (یزدی و همکاران، ۱۹۹۹) گزارش شده‌است. هدف از این تحقیق مقایسه‌ی مدل‌های مختلف با استفاده از مدل آستانه‌ای به روش بیزی در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت چندقلوزایی در گوسفند نژاد مهربانی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

اطلاعات این تحقیق شامل ۵۰۶۹ رکورد چندقلوزایی گوسفند نژاد مهربانی بود که توسط جهاد کشاورزی استان همدان ازسال ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۹ جمع‌آوری شده بود. اطلاعات استفاده شده برای شجره از سال‌های ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۹ را شامل می‌شد. مدیریت گله به روش نیمه متحرک و روستایی بوده و جفتگیری حیوانات به‌صورت کنترل شده که پدر مادر هر بره نیز مشخص بود. برای آماده‌سازی داده‌ها

از نرم‌افزار FoxPro و به‌منظور بررسی تاثیر عوامل محیطی برروی صفات رشد از رویه Logistic نرم‌افزار SAS ۹,۱ استفاده شد. اثرات ثابت شامل سال برهزایی در ۱۷ سطح (۱۳۸۹-۱۳۷۳) نوبت زایش در سه سطح (شکم زایش ۱، ۲ و ۳) و گله در ۳۵ سطح معنی‌دار بودند (P<۰/۰۵).

تعداد بره‌های متولد شده در هر نوبت زایش میش، ۱، ۲، ۳ یا ۴ قلو بودند. با توجه به اینکه صفت چندقلوزایی صفتی آستانه‌ای می‌باشد، مقادیر حساسیت (U_i) با سه آستانه‌ی نامعلوم (t_1، t_2 و t_3) به صورت زیر طبقه‌بندی شد:

$$Y=\begin{cases}1 & \text{if} \quad -\infty < U_i \le t_1\\ 2 & \text{if} \quad t_1 < U_i \le t_2\\ 3 & \text{if} \quad t_2 < U_i \le t_3\\ 4 & \text{if} \quad t_3 < U_i \le +\infty\end{cases}$$

و معادله زیر در نظر گرفته شد:

$$f(y_{ls}|I_{ls}) = \prod_{i=1,nd} f(y_{i_{ls}}|I_{i_{ls}}) = \prod_{i=1,nd} 1\left(I_{ls} < t_1\right)1(y_{i_{ls}} = 1) + 1\left(t_1 < I_{ls} < t_2\right)1(y_{i_{ls}} = 2) + 1\left(t_2 < I_{ls} < t_3\right)1\left(y_{i_{ls}} = 3\right) + 1\left(t_3 < I_{ls} < +\infty\right)1(y_{i_{ls}} = 4)$$

در این معادله t، آستانه‌ای است که رده صفت را تعیین می‌کند، nd، تعداد رکوردهای هر رده و I_{ls}، توزیع پس زمینه برای چندقلوزایی می‌باشد. به‌منظور برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس ژنتیکی و محیطی و تخمین پارامترهای ژنتیکی از مدل تکرارپذیری و روش بیزی استفاده شد. بدین منظور با کمک نرم‌افزار Thrgibbs1f90 (میشتال، ۲۰۰۲) یک زنجیره نمونه‌برداری گیبس با ۵۰۰۰۰۰ دور تشکیل شد که ۵۰۰۰۰ دوره اول دوره‌ی سوخته در نظر گرفته شد. برای مستقل بودن نمونه‌های گرفته شده، فاصله نمونه‌برداری ۱۰۰ درنظر گرفته شد. مدل‌های حیوانی زیر برای برآورد اجزای واریانس استفاده شدند (مرود، ۲۰۰۵؛ قوی حسین زاده و اردلان، ۲۰۱۰):

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

$$y = Xb + Z_1a + Z_3C + e \qquad (2)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \qquad Cov(a, m) = 0 \qquad (3)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \qquad Cov(a, m) = A\sigma_{am} \qquad (4)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3C + e \qquad Cov(a, m) = 0 \qquad (5)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3C + e \qquad Cov(a, m) = A\sigma_{am} \qquad (6)$$

که در این معادلات، y، بردار مشاهدات، b، بردار اثرات ثابت (گله، سال، نوبت زایش)، a وm، به‌ترتیب بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، **c**، بردار اثر عوامل محیطی دائمی میش، e، بردار اثر عوامل باقیمانده و X، z_1، z_2 و z_3 ماتریس‌های ضرایب متناظر با اثرات، A، ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات و σ_{am}،کواریانس بین اثرات مستقیم افزایشی و مادری می‌باشد. برای ماتریس واریانس و کواریانس اثرات تصادفی فرضیات زیر در نظر گرفته شد (مرود، ۲۰۰۵):

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

در این روابط I، ماتریس همانی، و σ_a^2، σ_m^2، σ_{pe}^2 و σ_e^2 به‌ترتیب واریانس ژنتیکی مستقیم، مادری، اثر محیط پایدار و باقیمانده می‌باشند. وراثت‌پذیری کل با استفاده از رابطه زیر برآورد شد (ویلییام، ۱۹۷۲):

$$h_t^2 = \frac{(\sigma_a^2 + ۰/۵\sigma_m^2 + ۱/۵\sigma_{am})}{\sigma_p^2}$$

تکرارپذیری نیز از رابطه $r = \frac{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2}{\sigma_p^2}$ برآورد شد (مرود، ۲۰۰۵). پس از تولید نمونه‌های گیبس برای تعیین بیشترین چگالی توزیع پسین از نرم‌افزار Post Gibbs (بلاسکو، ۲۰۰۱) استفاده شد. برای مقایسه مدل‌ها از معیار انحراف اطلاعات[1] استفاده شد:

$$D(\theta) = -2\log(p(y|\theta)) + c$$

در این معادله y، مشاهدات، θ، پارامترهای ناشناخته مدل، $p(y|\theta)$ ، تابع درست‌نمایی، c، ثابتی هست که در مقایسه مدل‌های مختلف حذف می‌شود. همچنین امید ریاضی D برابر است با $\overline{D}=E[D(\theta)]$ که هر چه مقدار $\overline{D}$ کمتر باشد مدل مناسب‌تر است، در ادامه تعداد پارامترهای موثر در مدل از طریق $PD=\overline{D}-D(\bar{\theta})$ محاسبه می‌شود که $\bar{\theta}$ امید ریاضی θ می‌باشد. در نهایت $DIC = PD+ \overline{D}$ می‌باشد و هر مدلی که DIC کمتری داشته باشد به‌عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود.

نتایج

آماره‌های توصیفی صفت چندقلوزایی گوسفند نژاد مهربانی که در این تحقیق مورد استفاده واقع شدند در جدول (۱) آمده است. میانگین چندقلوزایی در نژاد مهربانی ۱/۱۳ به ازای هر میش و ضریب

1-Deviance information criterion

تغییرات این صفت ۳۱٪ می‌باشد. اثرات ثابت گله، سال و نوبت زایش برروی صفت چندقلوزایی معنی‌دار بودند (P<۰/۰۵).

جدول ۱- تعداد رکورد، میانگین، انحراف معیار و ضریب تغییرات صفت چندقلوزایی در هر شکم زایش

شکم زایش	تعداد رکورد	میانگین	انحراف استاندارد	چندقلوزایی			ضریب تغیرات٪
				تک‌قلو	دو قلو	سه قلو و بیشتر	
اول	۲۶۳۶	۱/۰۹	۰/۲۹۸	۲۴۰۳	۲۲۵	۸	۲۹
دوم	۱۶۰۲	۱/۱۵	۰/۳۸۲	۱۳۶۰	۲۳۳	۹	۳۸
سوم	۸۳۱	۱/۱۹	۰/۴۵۸	۶۹۲	۱۹۲	۱۷	۴۵
تعداد کل	۵۰۶۹	۱/۱۳	۰/۳۵۸	۴۴۵۰	۵۸۰	۳۴	۳۱

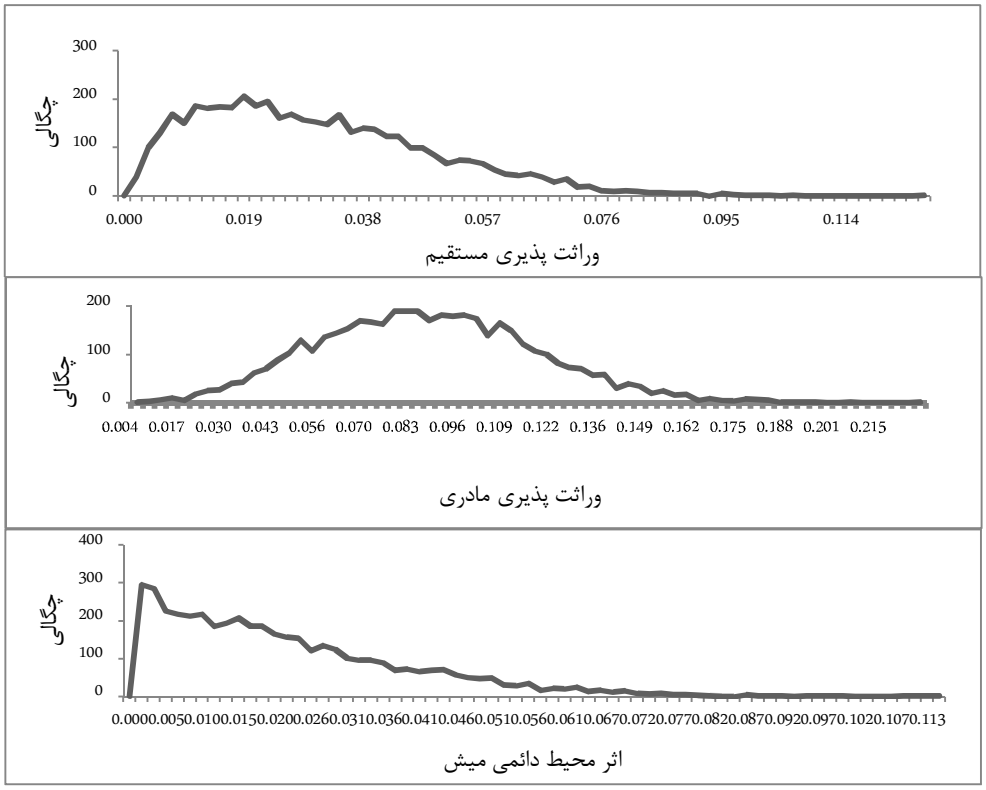
جدول ۲- برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای حاصل از آن برای صفت چندقلوزایی

اجزای واریانس	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
σ_a^2	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵
σ_m^2	–	–	۰/۰۱۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۱	۰/۰۱۴
σ_e^2	۰/۱۱۳	۰/۱۱	۰/۱۱۲	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۱۱۰
σ_p^2	۰/۱۱۹	۰/۱۱۹	۰/۱۲۸	۰/۱۳۴	۰/۱۲۸	۰/۱۳۲
σ_{pe}^2	–	۰/۰۰۳	–	–	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲
h_a^2	۰/۰۴۸	۰/۰۳۹	۰/۰۴۰	۰/۰۴۴	۰/۰۳۰	۰/۰۳۹
h_m^2	–	–	۰/۰۸۶	۰/۱۲۳	۰/۰۸۵	۰/۱۱
σ_{am}	–	–	–	-۰/۰۰۸	–	-۰/۰۰۶
c^2	–	۰/۰۲۷	–	–	۰/۰۲۱	۰/۰۱۹
r	–	-/۰۶۶	–	–	۰/۰۵۱	۰/۰۵۷
h_t^2	۰/۰۴۸	۰/۰۳۹	۰/۰۸۳	۰/۰۱۹	۰/۰۷۲	۰/۰۲۴
HPD	۰/۰۰۰۵-۰/۰۹	۰/۰۰۰۴-۰/۰۸	۰/۰۱-۰/۰۷	۰/۰۰۴-۰/۰۷	۰/۰۰۱-۰/۰۷	۰/۰۰۲-۰/۰۶
DIC	۳۶۰۳/۸۰	۳۵۹۷/۵۵	۳۵۹۸/۳۲	۳۵۹۳/۲۸	۳۵۹۴/۳۹	۳۵۸۸/۹۲

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 میش، σ_{am}:کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، h_a^2: وراثت‌پذیری مستقیم، h_m^2: وراثت‌پذیری مستقیم مادری، c^2: اثر محیط پایدار میش، r: تکرارپذیری، h_t^2: وراثت‌پذیری کل و HPD: بیشترین چگالی توزیع پسین در ۹۵٪ برای وراثت‌پذیری مستقیم.

برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای حاصل از آن برای صفت چندقلوزایی با استفاده از مدل‌های مختلف، در جدول ۲ گزارش شده است.

بهترین مدل براساس معیار انحراف اطلاعات برای صفت چندقلوزایی، مدل ۶ می‌باشد که با قلم سیاه نشان داده شده است. براساس این مدل وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۰۳۹، وراثت‌پذیری مادری ۰/۱۱، اثر محیط دائمی حیوان ۰/۰۱۹ و تکرارپذیری ۰/۰۵۷ برای صفت چندقلوزایی برآورد گردید. نمودار توزیع پسین وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری و اثر محیط پایدار میش با استفاده از نمونه برداری‌های گیبس در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱- توزیع پسین وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری و اثر محیط پایدار میش

بحث

میانگین چندقلوزایی در گوسفند نژاد مهربانی ۱/۱۳ به ازای هر میش می‌باشد. این میانگین در نژاد تکسل، شروپ شایر، آکسفور دون و سافوک در دامنه ۱/۵۵-۱/۳۶ (ماکسا و همکاران، ۲۰۰۷)، نژاد رامبویه ۱/۳۳ (هاندفورد و همکاران، ۲۰۰۵)، نژاد چایوس ۱/۹۹ (لیگدا و همکاران، ۲۰۰۰)، نژادمغانی۱/۳۸ (قوی حسین‌زاده و اردلان، ۲۰۱۰) و نژاد بلوچی (یزدی و همکاران، ۱۹۹۹) در نوبت زایش‌های مختلف در دامنه‌ی ۱/۲۱-۱/۰۷ گزارش شده است. تفاوت در مقادیر میانگین گزارشات مختلف را می‌توان به متفاوت بودن نژادها و عوامل محیطی نسبت داد. ضریب تغییرات صفت چندقلوزایی در این تحقیق ۳۱٪ برآورد شد. مقدار ضریب تغییرات در نژاد چایوس ۴۱٪ (لیگدا و همکاران، ۲۰۰۰)، مغانی ۳۶٪ (قوی حسین زاده و اردلان، ۲۰۱۰) و در نژاد بلوچی در نوبت زایش‌های مختلف در دامنه ۳۳/۳٪-۲۴/۸۸٪ گزارش شده است (یزدی و همکاران، ۱۹۹۹). بالا بودن مقدار ضریب تغییرات بیانگر این است که این صفت بیشتر تحت تاثیر عوامل محیطی می‌باشد. معنی‌دار بودن اثرات گله و سال می‌تواند ناشی ازمتفاوت بودن مدیریت گله‌ها و تغیرات ناشی از مقدار بارندگی، رطوبت، دمای محیط و کمیت و کیفیت علوفه در سال‌های مختلف باشند. همچنین معنی‌دار بودن اثر نوبت زایش می‌تواند به دلیل افزایش سن و وضعیت بدنی مادر، در زایمان‌های مختلف باشد. معنی‌دار بودن اثرات گله، سال و نوبت زایش توسط سایر محققین نیز گزارش شده است (ماکسا و همکاران، ۲۰۰۷؛ لیگدا و همکاران، ۲۰۰۰).

مقدار وراثت‌پذیری مستقیم در این تحقیق ۰/۰۳۹ برآورد شد که با مقادیر گزارش شده در نژادهای مختلف در دامنه‌ی ۰/۰۶-۰/۰۴ (ماکسا و همکاران، ۲۰۰۷) و نژاد مرینو ترکی ۰/۰۵۳ (ایکلیز و همکاران، ۲۰۰۵) همخوانی دارد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم چندقلوزایی با روش REML در نژاد آفرینو ۰/۲۳ (اسنیمن و همکاران، ۱۹۹۸)، نژاد رومانف ۰/۰۷ (ماریا، ۱۹۹۵)، نژاد چایوس ۰/۱۵ (لیگدا و همکاران، ۲۰۰۷)، نژاد تارگی، سافوک و پلی پای در دامنه ۰/۱۱-۰/۰۹ (رائو و نوتر، ۲۰۰۰)، نژاد رامبویه ۰/۰۹ (هاندفورد و همکاران، ۲۰۰۵)، نژاد لری در دامنه ۰/۱-۰/۰۵ (پورطهماسب و همکاران، ۲۰۰۷)، و با روش بیزی و با استفاده از مدل آستانه‌ای در نژاد راساآراگوسا ۰/۰۷۷ (التاریبا و همکاران، ۱۹۹۸)، نژاد ریپولیسا ۰/۱۳ (کاسیلاس و همکاران، ۲۰۰۷)، نژاد بلوچی در شکم زایش‌های مختلف در دامنه‌ی ۰/۳۷-۰/۲۹ (یزدی و همکاران، ۱۹۹۹) و نژاد مغانی ۰/۱ (قوی حسین زاده و اردلان، ۲۰۱۰) گزارش شده است. علت متنوع بودن وراثت‌پذیری برآورد شده با سایر گزارش‌هارا می‌تواند به‌دلیل

اختلاف ژنتیکی نژادهای مختلف و مدل‌های آماری استفاده شده نسبت داد. در این تحقیق مقدار وراثت‌پذیری مادری ۰/۱۱ برآورد گردید. مقدار وراثت‌پذیری مادری در نژاد رومانف ۰/۰۸ (ماریا، ۱۹۹۵) و در نژادمغانی ۰/۱۷ (قوی حسین‌زاده و اردلان، ۲۰۱۰) گزارش شده است. مقدار وراثت‌پذیری مادری برآورد شده در تحقیق حاضر در دامنه مقادیر گزارش شده توسط این محققین قرار می‌گیرد. علت بالا بودن اثرات ژنتیکی مادری نسبت به اثرات دائمی مستقیم می‌تواند به علت تاثیر بالای اثرات مادری در صفت چندقلوزایی باشد. وجود کواریانس منفی ژنتیکی مستقیم و مادری (۰/۰۶-) در این تحقیق می‌تواند بیانگر این باشد که میش‌هایی که از نظر ژنتیک افزایشی برای صفت چند قلوزایی بالا هستند از نظر ارزش ژنتیکی برای صفت مادری در صفت چندقلوزایی در این نژاد پایین هستند.

در این تحقیق مقدار سهم محیطی دائمی میش ۰/۰۱۹ برآورد گردید که با مقادیر گزارش شده در نژاد چایوس ۰/۰۲۸ (لیگدا و همکاران، ۱۹۹۹) و نژاد مرینو ترکی ۰/۰۲۵ (ایکلیز و همکاران، ۲۰۰۵) همخوانی دارد. مقدار سهم عوامل محیطی دائمی میش در نژادهای راساآراگوسا ۰/۰۶۴ (التاریبا و همکاران، ۱۹۹۸)، رومانف ۰/۰۵ (ماریا، ۱۹۹۵)، تارگی، سافوک و پلی‌پای در دامنه‌ی ۰/۰۴-۰/۰ (رائو و نوتر، ۲۰۰۰)، رامبویه ۰/۰۵ (هاندفورد و همکاران، ۲۰۰۵)، مغانی ۰/۳۸ (قوی حسین زاده و اردلان، ۲۰۱۰)، لری در دامنه‌ی ۰/۴۷- ۰/۰۸ (پورطهماسب و همکاران، ۲۰۰۷) و کرمانی ۰/۰۷ (مختاری و همکاران، ۲۰۱۰) گزارش شده است. کم بودن مقادیر اثر محیط دائمی می‌تواند به‌دلیل همبستگی منفی بین چندقلوزایی و زایش در سال‌های مجاور باشد، به این صورت که اگر یک میش در یک سال چندقلوزایی بالایی داشته باشد عواملی مانند استرس در هنگام آبستنی و تولید شیر باعث کاهش چندقلوزایی در سال‌های بعد می‌شود (رائو و نوتر، ۲۰۰۰)، و همچنین تاثیر کم عوامل محیط دائم حیوان بر صفت چندقلوزایی باشد.

در این تحقیق مقدار تکراپذیری ۰/۰۵۷ برآورد گردید که با مقادیر گزارش شده در نژاد مرینو ترکی ۰/۰۷۸ (ایکلیز و همکاران، ۲۰۰۵) و نژاد کرمانی ۰/۰۸ (مختاری و همکاران، ۲۰۱۰) همخوانی دارد. مقدار تکرارپذیری در نژاد راساآراگوسا ۰/۱۴۱ (التاریبا و همکاران، ۱۹۹۸) و در نژاد چایوس ۰/۱۸۱ (لیگدا و همکاران، ۱۹۹۹) گزارش شده است. کم بودن مقادیر تکرارپذیری نشان دهنده این است که، همبستگی بین رکوردهای مختلف تولیدی در صفت چندقلوزایی کم می‌باشد و حذف میش براساس یک رکورد دارای دقت کمی می‌باشد.

نتیجه‌گیری

با توجه به مقادیر کم وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفت چندقلوزایی در این مطالعه می‌توان نتیجه گرفت که انتخاب بر اساس عملکرد میش باعث بهبود ژنتیکی کمی در گوسفند مهربانی می‌شود. به‌عبارت دیگر ساختار ژنتیکی این نژاد قابلیت اصلاح به سمت افزایش چند قلوزایی را ندارد، بنابراین می‌توان با اعمال فلشینگ در تغذیه میش‌ها در فصل جفتگیری چندقلوزایی را در این نژاد افزایش داد.

منابع

1. Altariba, J., Varona, L., Garcia-Cortes, L.A. and Moreno, C. 1998. Bayesian inference of variance components for litter size in Rasa Aragonesa Sheep. J. Anim. Sci. 76: 23-28.
2. Blasco, A. 2001. The bayesian controversy in animal breeding. J. Anim. Sci. 79: 2023-2046.
3. Casellas. J., Caja, G., Ferret, A. and Piedrafita, J. 2007. Analysis of litter size and days to lambing in the Ripollesa ewe. II. Estimation of variance components and response to phenotypic selection on litter size. J. Anim. Sci. 85:625–631.
4. Eklz, B., Zcan, M. and Yilmaz, A. 2005. Estimates of Phenotypic and Genetic Parameters for Ewe Productivity Traits of Turkish Merino (Karacabey Merino) Sheep. Turk. J. Vet. Anim. Sci. 29: 557-564.
5. 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.
6. Hanford, K. J., Van Vleck., L.D. and Snowder, G.D. 2005. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Rambouillet sheep. Small Rumin. Res. 57: 175–186.
7. Janessens, S., Wandepitte, W. and Bodin, L. 2004. Genetic parameters for litter size in sheep: natural versus hormone-induced estrus. Geneti. Sel. Evol. 36: 543–562.
8. Ligda, Ch., Gabriilidis, G., Papadopoulos, Th. and Georgou, A. 2000. Estimation of genetic parameters for production traits of Chios sheep using a multitrait animal model. Livest. Prod. Sci. 66: 217 –221.
9. Maria, G.A. 1995. Estimates of variance due to direct and maternal effects for reproductive traits of Romanov sheep. Small Rumin. Res. 69-73.
10. 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: 312-317.
11. Mekkawy, W., Roehe, R., Lewis, R.M., Davies, M. H., Bu¨ nger, L., Simm, G. and Haresign, W. 2010. Comparison of repeatability and multiple trait threshold models for litter size in sheep using observed and simulated data in Bayesian analyses. J. Anim. Breed. Genet. 127: 261–27.
12. Mrode, R.A. 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. CAB International.

13. Misztal, I., Tsuruta, S., Strabel, T., Auvray, B., Druet, T., and Lee, D.H. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90), Proc, 7th WCGALPP, Montpellier,France.
14. Mokhtari, M.S., Rashidi,A., and Esmailizadeh, A.K. 2010. Estimates of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. Small Rumin. Res. 88: 27-31.
15. Noguera J.L., Varona L., Babot D. and Estany J. 2002. Multivariate analysis of litter size for multiple parities with production traits in pigs: I. Bayesian variance component estimation. J. Anim. Sci. 80: 2540–2547.
16. Poortahmaseb, A., Vatankhah, M. and Merzaei, H.R. 2007. Study of performance and estimation of genetic parameters of reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep of Sholi station using linear and threshold models. Pajouhesh & Sazandegi. 76: 126-131.(In Persian)
17. Rao, S. and Notter, D.R. 2000. Genetic analysis of litter size in Targhee, Suffolk, and Polypay sheep., J. Anim. Sci. 78:2113–2120.
18. Roehe R. and Kennedy B.W. 1995. Estimation of genetic parameters for litter size in Canadian Yorkshire and Landrace swine with each parity of farrowing treated as a different trait. J. Anim. Sci. 73: 2959–2970.
19. Rosati, A., Mousa, E., Van Vleck, L.D. and Young, L.D. 2002.Genetic parameters of reproductive traits in sheep. Small Rumin. Res. 43: 65-74.
20. Savar-Sefli, S., Nejati-Javaromi, A., Abbasi, M.A., Vaez-Torshizi, R. and Chamani, M. 2010. Genetic parameters estimate of reproduction traits in Moghani sheep. The 4th congress Animal science In Tehran, 3366-3639.(In Persian)
21. Shoenion, S.G. and Burfening, P.J. 1990. Ovulation rate, lambing rate, litter size and embryo survival of Rambouillet sheep selected for high and low reproductive rate. J. Anim. Sci. 68: 2263-2270.
22. Snyman, M.A., Olivier, J.J. and Olivier, W.J. 1998. Variance components and genetic parameters for body weight and fleece traits of Merino sheep in an arid environment. S. Afr. J. Anim. Sci. 26: 11–14.
23. Willham, R.L. 1972. The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. J. Anim. Sci. 35: 1288–1293.
24. Yazdi, M.H., Johansson, K., Gates, P., Nasholm, A. Jorjani, H. and Lilledhl, L.E. 1999. Bayesian Analysis of Birth Weight and Litter Size in Baluchi Sheep Using Gibbs Sampling. J. Anim. Sci. 77: 533-540.

Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources
J. of Ruminant Researches, Vol. 1 (1), 2013
http://ejrr.gau.ac.ir

Comparison of different models to estimate of genetic parameters of litter size by Bayesian method in the Mehrabani sheep

M. Latifi[1], *S. Alijani[2], A. Taghizadeh[2] and Gh. Moghaddam[2]
[1]M.Sc. Student and Faculty Member of Dept. Animal Sciences, University of Tabriz
Received: 11/24/2012; Accepted: 01/20/2013

Abstract

The present study was carried out to estimate genetic and phenotypic parameters for litter size trait in Mehrabani sheep by threshold model. Data file included the litter size of 5069 ewes which collected from 1994 to 2010 at Mehrabani sheep breeding center under supervision of Agriculture-Jahad Organization of Hamedan. The pedigree file consisted of the information of animals burned which were born from 1987 to 2010. The number of lambs per ewe were used as, repeated records. The effects of herd, year, and lambing time were fitted in the model as fixed effects. The significance of fixed effects was examined using Logistic procedure of SAS software. The analysis for trait was carried out, using the Thrgibbs1f90 program. Estimates of direct heritability, maternal heritability and repeatability were 0.039, 0.11 and 0.057, respectively. The low estimations of direct heritability, maternal heritability and repeatability were obtained in the current study for litter size trait. It indicates that selection based on the ewe's own performance may result in slow genetic improvement.

Keywords: Litter size; Genetic parameters; Bayesian method; Mehrabani sheep

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