دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشهای تولیدات دامی

مقایسه مدل‌های خطی و آستانه‌ای در برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولید مثلی در گوسفند نژاد زندی

معصومه عطاالله[۱]، حسین مرادی شهر بابک[۲] و مرتضی ستائی مختاری[۳]

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی ورامین
۲- استادیار، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، (نویسنده مسوول: hmoradis@ut.ac.ir)
۳- استادیار، دانشگاه جیرفت

تاریخ دریافت: ۹۲/۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۲۱

چکیده

در این پژوهش از ۵۳۲۷ رکورد تولید مثلی میش‌های زندی گردآوری شده در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند زندی ورامین استفاده شد. پارامترهای ژنتیکی برای صفات اصلی یعنی میزان آبستنی، تعداد بره‌های متولد شده و تعداد بره‌های شیرگیری شده و صفات ترکیبی شامل مجموع وزن بره‌های متولد شده به ازای هر میش زایش کرده، مجموع وزن بره‌های متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش، مجموع وزن بره‌های شیرگیری شده به ازای هر میش زایش کرده، مجموع وزن بره‌های شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش، تعداد بره‌های متولد شده به ازای هر میش تحت آمیزش و تعداد بره‌های شیرگیری شده به ازای هر میش تحت آمیزش برآورد شد. اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری، اثرات محیط دایمی میش و قوچ به عنوان اثرات تصادفی در مدل گنجانده شدند. تأثیر سن و سال زایش مادر روی کلیه صفات تولید مثلی به جز میزان آبستنی، تعداد بره‌های متولد شده و شیرگیری شده به ازای هرمیش زایش کرده و در معرض آمیزش و مجموع وزن تولد به ازای هر میش زایش کرده معنی‌دار (P<۰/۰۱) بود. پارامترها و اجزای واریانس با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای برآورد شدند. وراثت‌پذیری‌های برآورد شده عمدتاً پایین بودند و در مدل خطی در دامنه‌ی از ۰/۱ تا ۰/۰۰۱۱ و در مدل آستانه‌ای در دامنه‌ی ۰/۶۳۰ تا ۰/۰۰۹ قرار داشتند. پایین بودن وراثت‌پذیری اثرات ژنتیکی دام و محیط نشانه تاثیر زیاد عوامل محیطی در صفات تولید مثلی می‌باشد. تکرارپذیری‌های برآورد شده کم تا متوسط بودند.

واژه‌های کلیدی: اجزای (کو)واریانس، صفات تولید مثلی، آستانه‌ای، گوسفند زندی

مقدمه

توده‌های نژادی عمدتاً تحت سامانه‌های پرورشی کم بازده پرورش داده می‌شوند، به علاوه مراتع طبیعی به عنوان منبع اصلی تغذیه در سامانه‌های مختلف پرورش گوسفند می‌باشند و کمیت و کیفیت آنها به مقدار قابل توجهی فصلی است و به میزان بارندگی در فصول زمستان و بهار بستگی دارد (۴). پایین بودن بهره‌وری در چنین سامانه‌های پرورشی معمول است و از چندین دلیل ناشی می‌گردد که پایین بودن کارایی تولید مثلی از جمله مهم‌ترین آنها می‌باشد. هدف اصلی از پرورش گوسفند در ایران تولید گوشت است. در واقع یکی از اجزای بیولوژیکی مهم در تولید گوشت علاوه بر صفات رشد صفات تولید مثلی است، و لذا بازده پرورش گوسفند به مقدار زیادی تابع توان تولید مثلی میش‌ها می‌باشد (۵). پژوهش‌های مختلفی نشان داده‌اند که صفات تولید مثلی به مقدار کمی‌تحت تاثیر اثرات ژنتیکی قرار می‌گیرند و اثرات غیرژنتیکی مانند تغذیه مناسب میش‌ها قبل از جفت‌گیری و طی آبستنی اهمیت بیشتری دارند (۲۳،۱۵،۳). توسعه و پیشرفت روش‌های آماری در چند دهه‌ی گذشته به‌عنوان یک موضوع ثابت در اکثر مطالعات اصلاح نژادی مد نظر بوده است و در این ارتباط روش بیزی مبتنی بر روش نمونه‌گیری گیبس به عنوان روشی نوین و کارآمد در سراسر دنیا و در اکثر رشته‌های علوم، مورد توجه قرار گرفته است (۲۵). استفاده از این روش زمانی که محقق از نرمال بودن داده‌ها و تعداد کمرکوردهای مورد نظر نگران است می‌تواند مفید باشد. با توجه به اینکه پاسخ‌های روش بیزین میزان واریانس خطای پیش‌بینی کمتری دارند واقعی‌تر هستند. اگر پیش فرض‌ها به خوبی انتخاب شوند این ویژگی مفید برآوردهای بیزین بیشتر خود را نشان می‌دهد. در صورتی‌که از چرخه‌های بیشتری در نمونه‌گیری گیبس استفاده شود و تعداد کمی از نمونه‌ها حذف شوند نیز برآوردهای معتبری ازپارامترها به دست خواهد آمد (۱۸). در نمونه گیری گیبس نمونه‌های تصادفی از توزیع‌های پسین حاشیه‌ای[1] با استفاده از نمونه‌گیری تکراری از توزیع‌های پسین شرطی[2] تولید می‌شوند. روش نرمال جلوگیری از نتایج متأثر از مقادیر آغازین، حذف کردن تعداد کمی از نمونه‌ها است این دوره‌ها را اصطلاحاً دوره‌های قلق‌گیری می‌نامند. چون در این روش از توزیع‌های پیشین استفاده می‌شود، انتظار می‌رود نتایج دقیق‌تری به‌دست آید (۱۰). محمدی و همکاران (۱۳) در نژاد زندی وراثت‌پذیری میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده، تعداد بره زنده متولد شده، تعداد بره زنده شیرگیری شده، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش، تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش با مدل خطی پایین و به‌ترتیب ۰/۰۵، ۰/۱۴، ۰/۱۲، ۰/۰۹، ۰/۰۵ و ۰/۰۷ گزارش نمودند. این در حالی است که وراثت‌پذیری با استفاده از مدل استانه‌ای در همان صفات ۰/۱۱، ۰/۱۹، ۰/۱۴، ۰/۱۶، ۰/۱۲ و ۰/۱۱ برآورد شد. محمدی و همکاران (۱۴) در نژاد زندی وراثت‌پذیری

1- Marginal posterior distribution
2- Conditional posterior distribution

تعداد بره متولد شده، تعداد بره شیرگیری شده، میانگین وزن بره متولد شده، میانگین وزن بره شیرگیری شده، مجموع وزن متولد شده، مجموع وزن بره شیرگیری شده در دامنه‌ای از ۰/۰۸ برای مجموع وزن متولد شده تا ۰/۱۴ برای مجموع وزن بره شیرگیری شده گزارش کردند. در این مطالعه تکرارپذیری از ۰/۱۰ برای تعداد بره متولد شده تا ۰/۲۲ برای مجموع وزن شیرگیری شده گزارش شد. در این گزارش همبستگی ژنتیکی مستقیم در دامنه‌ی ۰/۶۱ برای تعداد بره متولد شده با میانگین وزن بره متولد شده و ۰/۸۸ برای تعداد بره متولد شده با تعداد بره شیرگیری شده و تعداد بره متولد شده با مجموع وزن متولد شده وجود دارد. آلتاریبا و همکاران (۱) با استفاده از روش بیزین وراثت‌پذیری و تکرارپذیری تعداد بره را در گوسفندان راسا[1] به‌ترتیب ۷۷ /۰ و ۰/۱۴۱ برآورد نمودند. مک وی و همکاران (۹) در برآورد مقایسه‌ای بین مدل تکرارپذیری و بیزین در گوسفندان میول[2]، وراثت‌پذیری تعداد بره را ۰/۰۸ و (در مدل بیزین) دامنه‌ای از ۰/۱۸-۰/۱۲ گزارش نمودند. هدف این پژوهش برآورد وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفات تولیدمثلی در گوسفند زندی و همچنین برآورد همبستگی‌های فنوتیپی و ژنتیکی بین صفات تولید مثلی با استفاده از مدل خطی و آستانه‌ای و مقایسه این دو روش بودهاست.

مواد و روش‌ها

اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش مربوط به شجره و رکوردهای وزن‌های تولد و شیرگیری گوسفندان زندی بود که از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند زندی (ایستگاه خجیر) جمع‌آوری شده است. معمولاً مرداد ماه فصل جفت‌گیری می‌باشد. تلقیح مصنوعی در طول فصل جفت‌گیری انجام می‌شود. در طول مدت تلقیح از ارتباط بین میش و قوچ جلوگیری می‌گردد. به ازای حداکثر ۲۵ راس میش یک قوچ در طول هر فصل جفت‌گیری اختصاص داده می‌شود. میش‌هایی که به‌وسیله تلقیح مصنوعی آبستن نشده باشند در معرض جفت‌گیری کنترل شده قرار می‌گیرند. بره‌زایی در دی ماه آغاز می‌گردد. گله گوسفندان ایستگاه در تمام سال چرا می‌کنند و فقط در مواقع بسیار سرد سال یا در مواقعی که کیفیت مراتع مناسب نباشد و نیز در فصل جفت‌گیری و اواخر دوره آبستنی تغذیه تکمیلی می‌شوند. بره‌های ماده در سن ۱۸ ماهگی در معرض قوچ‌ها قرار گرفته و تا زمان مردن و یا نابارور شدن در گله باقی می‌مانند. قوچ‌ها به جز فصل جفت‌گیری در بقیه سال جدا از میش‌ها نگهداری می‌شوند و سن آنها در زمان جفت‌گیری ۳ یا ۴ ساله می‌باشد. بره‌ها به‌طور متوسط در سن سه ماهگی شیرگیری می‌شوند (۱۳). جهت آماده کردن و ویرایش اطلاعات از نرم‌افزار FoxPro نسخه ۲/۶ و به‌منظور شناسائی اثر عوامل ثابت موثر بر صفات مورد بررسی و وارد کردن آنها در مدل و تجزیه و تحلیل میانگین حداقل مربعات با استفاده از رویه GLM نرم‌افزار (SAS۹/۲) استفاده شد. صفات تولید مثلی در نظر گرفته شده در این پژوهش عبارتند از: نرخ آبستنی CR (از نرخ آبستنی به‌عنوان ابزاری برای تبدیل صفات در مبنای میش زایش کرده به صفات در مبنای میش جفت‌گیری کرده استفاده شد) تعداد بره متولد شده (NLB) (راس)، تعداد بره شیرگیری شده (NLW) (راس)، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش تحت آمیزش (NLB/EE) (راس)، تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش تحت آمیزش (NLW/EE) (راس)، مجموع وزن تولد (TLWB) (کیلوگرم)، مجموع وزن شیرگیری (TLWW) (کیلوگرم)، مجموع وزن بره‌های متولد شده به ازای هر رأس میش تحت آمیزش (TLWB/EE) (کیلوگرم) و مجموع وزن بره‌های شیرگیری شده به ازای هر رأس میش تحت آمیزش (TLWW/EE) (کیلوگرم).

مدل خطی

اجزای (کو) واریانس پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفاتمختلف در مدل خطی با روش حداکثر درست نمایی محدود شده توسط پترسون و تامپسون (۱۷) و با کمک الگوریتم بی‌نیاز از مشتق‌گیری گریزر و همکاران (۷) برآورد گردیدند. همچنین برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و محیطی بین صفات در قالب تجزیه و تحلیل‌های دوصفتی و بر اساس مناسب‌ترین مدل تک صفتی برای هر صفت برآورد گردیدند برای این منظور از نرم‌افزار WOMBAT استفاده شد (۱۱). مدل‌های پیشنهادی به‌صورت زیر می‌باشد.

$$y = Xb + Z_a a + e$$
$$y = Xb + Z_a a + Z_s s + e$$
$$y = Xb + Z_a a + Z_s s + Wpe + e$$
$$y = Xb + Z_a a + Wpe + e$$

y بردار مشاهدات مربوط به هرصفت، a بردارااثرات ژنتیکی افزایشی میش، b بردار اثرات ثابت، s بردار اثرات قوچ تلاقی‌گر، pe بردار اثرات محیط دایمی مربوط به رکوردهای تکرار شده‌ی میش، e بردار اثرات باقیمانده، X ماتریس اثرات ثابت، Z_a ماتریس اثرات ژنتیکی افزایشی میش، Z_s ماتریس اثرات افزایشی قوچ تلاقی‌گر، W ماتریس اثرات محیط دایمی مربوط به رکوردهای تکرار شده را به مشاهدات مربوط می‌کنند و در نهایت مدل $y = Xb + Z_a a + Wpe + e$ مورد استفاده می‌باشد که به‌ترتیب اثرات ثابت، ژنتیک افزایشی میش و محیط دایمی مربوط به رکوردهای تکرار شده در نظر گرفته شده است.

مدل آستانه‌ای

در روش بیزین از اطلاعات پیشین استفاده می‌شود. لذا برآوردهای حاصل (توزیع پسین) دقت و صحت بالایی خواهد داشت (۱۰). برای مستقل بودن نمونه‌های گرفته شده، فاصله نمونه‌برداری ۱۰۰ در نظر گرفته شد، معیار همگرایی برآوردها 10^{-10} در نظر گرفته شد. مدل‌های حیوانی زیر برای برآورد اجزای واریانس استفاده شدند.

$$y = Xb + Z_1 a + e \qquad cov(a,m) = 0$$
$$y = Xb + Z_1 a + Z_3 c + e \qquad cov(a,m) = 0$$
$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + e \qquad cov(a,m) = 0$$

$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + e \qquad cov(a,m) = A\sigma_{am}$$
$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + Z_3 c + e \qquad cov(a,m) = 0$$
$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + Z_3 c + e \qquad cov(a,m) = A\sigma_{am}$$

1- Rasa
2- Mule

y بردار مشاهدات، b بردار اثرات ثابت (سال و سن زایش)، a و m به‌ترتیب بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و بردار اثرات ژنتیک مادری، c بردار اثر عوامل تصادفی محیط دایمی میش، e بردار اثر عوامل تصادفی باقیمانده و X، Z_1، Z_2 و Z_3 ماتریس‌های ضرایب متناظر با اثرات، A ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات، کواریانس $\pm_{am}$ بین اثرات مستقیم افزایشی و مادری می‌باشند. برآورد پارامترها برای مدل آستانه‌ای با نمونه‌گیری گیبس از توزیع پسین حاشیه‌ای حاصل از روش بیزین و با استفاده از نرم‌افزار Thrgibbs1f90 انجام گردید (۱۲). برای مقایسه مدل‌ها از معیار انحراف اطلاعات 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 امیدریاضی D برابر است با $\beta=E[D(\theta)]$، در ادامه تعداد پارامترهای موثردر مدل از طریق $PD=\overline{D}-D(\bar{\theta})$ محاسبه می‌شود که امید ریاضی θ می‌باشد. در نهایت $DIC = PD + \overline{D}$ که در این معادله PD تعداد پارامتر موثر در مدل و $\overline{D}$ انحراف امید ریاضی پارامتر ناشناخته‌ی مدل می‌باشد. DIC یا انحراف معیار اطلاعات، شاخصی است که در نرم‌افزار Thrgibbs1f90 جهت تعیین بهترین مدل تعریف شده است که با استفاده از حداکثر درستنمایی برآورد پارامتر عددی به‌صورت خروجی خواهد داشت و در نهایت هر مدلی که DIC کمتری داشته باشد به‌عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شوند (۱۲). تکرارپذیری صفات تولید مثلی با استفاده از رابطه‌ی زیر محاسبه گردید: $r=(\pm^2_a+\sigma^2_{pe})/\pm^2_P$ در این رابطه، r ضریب تکرارپذیری، $\pm^2_a$ واریانس ژنتیکی افزایشی، σ^2_{pe} واریانس محیطی دایمی ناشی از رکوردهای تکرار شده میش و $\pm^2_P$ واریانس فنوتیپی می‌باشند.

نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است. ضریب تغییرات یک صفت معیاری جهت تعیین میزان تنوع در آن صفت می‌باشد. ضریب تغییرات صفات مورد بررسی در این مطالعه از ۲۷/۶ درصد برای مجموع وزن بره متولد شده به ازای هر میش زایش کرده تا ۶۲ درصد برای مجموع بره شیرگیری شده به ازای هر میش تحت آمیزش متغیر بود که کمتر از ضریب تغییرات گزارش شده توسط محمدی و همکاران (۱۴) می‌باشد. بالا بودن ضریب تغییرات در این صفات بیانگر آن است که این صفات بیشتر تحت تاثیر محیط است. میانگین تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده بیشتر از نتایج برآوردشده روی گوسفندان لری بختیاری، مختاری و همکاران (۱۵) روی گوسفندان کرمانی، محمدی و همکاران در نژاد زندی (۱۳) و محمدی و همکاران (۱۴) در نژاد زندی و همچنین کمتر از نتایج برآوردشده توسط ساورسفلی و همکاران (۲۱) در نژاد مغانی به‌دست آمد که از مهم‌ترین دلایل تفاوت در این میانگین‌ها اختلاف بین نژادی می‌باشد.

جدول ۱- آماره توصیفی صفات مورد بررسی

Table 1. Descriptive statistics for the studied traits

صفت	تعداد رکورد	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات (٪)
CR	۵۳۲۷	۰/۸۸	۰/۳۳	۳۷/۵
NLB/EE (راس)	۵۳۲۷	۱/۱۲	۰/۴۸	۴۲/۸
NLB/EL (راس)	۴۶۳۹	۱/۱۸	۰/۳۴	۲۸/۸
TLWB/EE (کیلوگرم)	۵۳۰۵	۴/۱۱	۱/۹۵	۴۷/۴
TLWB/EL (کیلوگرم)	۴۶۳۰	۴/۸۲	۱/۳۳	۲۷/۶
NLW/EL (راس)	۴۱۸۷	۱/۱۲	۰/۳۵	۳۱/۲
NLW/EE (راس)	۵۲۲۵	۰/۹۱	۰/۵۴	۵۹/۳
TLWW/EE (کیلوگرم)	۵۰۵۰	۱۸/۷۷	۱۱/۶۴	۶۲/۰
TLWW/EL (کیلوگرم)	۴۰۹۵	۲۳/۴۱	۷/۶۸	۳۲/۸

میزان آبستنی (CR)، تعداد بره متولد شده (NLB/EL)، تعداد بره شیرگیری شده (NLW/EL)، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش تحت آمیزش (راس) (NLB/EE)، تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش تحت آمیزش (راس) (NLW/EE)، کل وزن تولد (کیلوگرم)، مجموع وزن تولد (TLWB) (کیلوگرم) ، مجموع وزن شیرگیری (TLWW) (کیلوگرم)، مجموع وزن بره‌های متولد شده به ازای هر رأس میش تحت آمیزش (TLWB/EE) (کیلوگرم) و مجموع وزن بره‌های شیرگیری شده به ازای هر رأس میش تحت آمیزش (TLWW/EE) (کیلوگرم).

با شناسایی عوامل غیرژنتیکی موثر بر صفات می‌توان این عوامل را تصحیح نموده و صحت ارزیابی ژنتیکی را افزایش داد. تأثیر سن و سال زایش مادر بر روی کلیه صفات تولیدمثلی به جز میزان آبستنی، تعداد بره‌های متولد شده و شیرگیری شده به ازای هر میش زایش کرده و در معرض آمیزش و مجموع وزن تولد به ازای هر میش زایش کرده معنی‌دار ($p<۰/۰۱$) بود. در نتایج وطن خواه و همکاران (۲۴) و مختاری و همکاران (۱۵) اثر عوامل ثابت سال زایش، نوع زایش و سن مادر بر کلیه صفات مورد بررسی معنی‌دار نمی‌باشد ($P<۰/۰۱$) اثر سال به صورت تغییرات آب و هوایی، مدیریت و چگونگی پرورش مادران و میزان تغذیه بره‌ها بر عملکرد حیوانات تاثیرگذار است.

جدول ۲- برآورد اجزاء واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثلی با استفاده از مدل خطی

Table 2. The estimation of variance components and genetic parameters for the reproductive traits applying linear model

صفات	σ^2_a	σ^2_{pe}	σ^2_e	σ^2_p	h^2_d±S. E.	pe^2±S. E	r
CR	۰/۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۱۸	۰/۲	۰/۰۱۹ ± ۰/۰۱۰	۰/۰۱۳± ۰/۰۰۱	۰/۰۱۱
NLB/EE	۰/۲۱	۰/۹۹	۸/۸۲	۱۱/۰۲	۰/۰۰۱۱±۰/۱۱	۰/۹۰± ۰/۰۰۱	۰/۱۰۱
NLB/EL	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۳۰	۰/۳۲	۰/۰۳ ±۰/۰۱۵	۰/۰۳ ±۰۰/۰۰۱	۰/۰۶
TLWB/EE	۰/۰۳	۰/۰۳	۱/۴۲	۱/۴۸	۰/۰۲ ±۰/۰۱۳	۰/۰۲ ±۰/۰۱	۰/۰۴
TLWB/EL	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۳۲	۰/۴۱	۰/۱۰ ±۰/۰۰۸	۰/۱۱ ±۰/۰۰۱	۰/۲۱
NLW/EE	۰/۰۰۵	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۰۳ ±۰/۰۱۵	۰/۳۰ ±۰/۰۱۲	۰/۳۳
NLW/EL	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۸۴	۰/۸۸	۰/۰۳ ±۰/۱۶	۰/۰۲ ±۰/۰۱	۰/۰۵
TLWW/EE	۰/۴۳	۰/۶	۵۳/۷۰	۵۴/۷۳	۰/۰۰۸ ±۰/۰۰۱	۰/۰۱۱ ±۰/۰۱۳	۰/۰۱۹
TLWW/EL	۰/۱۵	۰/۱۶	۱۴/۷۰	۱۵/۰۱	۰/۰۱±۰/۰۱۵	۰/۰۱۱ ±۰/۰۰۱	۰/۰۲۱

واریانس ژنتیکی افزایشی (σ2a)، واریانس محیطی دایمی‌ناشی از تکرار رکورد میش (σ2pe)، واریانس محیطی (σ2e)، واریانس فنوتیپی (σ2p)، وراثت‌پذیری مستقیم (h^2_d)، نسبت واریانس محیطی دایمی ناشی از تکرار رکورد میش به واریانس فنوتیپی (pe2) و تکرارپذیری (r)

با توجه به جداول ۲ و ۳ نتایج به این صورت حاصل می‌گردد. وراثت‌پذیری میزان آبستنی در این مطالعه ۰/۰۱۹ با مدل خطی و ۰/۰۰۹ در مدل بیزین برآورد گردید که طالبی و وطن خواه و همکاران (۲۴) در نژاد لری بختیاری نیز نتیجه برابر ۰/۰۱ را اعلام داشتند. در مطالعات مشابه‌ای در همین نژاد ۰/۰۵ بامدل خطی و ۰/۱۱ با مدل آستانه‌ای برآورد گردیدند (۱۳).

جدول ۳ – برآورد اجزاء واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات با استفاده از رویکرد بیزین

Table 3. The estimation of variance components and genetic parameters of the traits applying Bayesian approach

صفات	مدل	σ^2_a	σ^2_{pe}	σ^2_m	σ^2_e	h^2_d	σ_{am}	r	DIC
CR	۳	۰/۰۰۰۲	–	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰۹	–	۰/۰۰۹	–۵۹۸۹/۲۷
NLB/EE	۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۱۰۵۰	۰/۰۵۳	۰/۰۰۲	۰/۰۷۸	۳۳۷۹/۴۰
NLB/EL	۴	۰/۰۰۸	–	۰/۰۰۲	۰/۰۹۷	۰/۰۶۳	–۰/۰۰۵	۰/۰۶۳	۲۶۱۱/۴۱
NLW/EE	۴	۰/۰۰۸	–	۰/۰۰۷	۰/۲۵۷۶	۰/۰۳۱	–۰/۰۰۷	۰/۰۳۱	۷۸۹۳/۲۱
NLW/EL	۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۰/۲۰۰۴	۰/۱۰۲۱	۰/۰۵۶	–۰/۰۰۴	۰/۰۷۱	۲۵۸۳/۲۰

$\pm^2_a$: واریانس ژنتیکی افزایشی، $\pm^2_{pe}$: واریانس محیطی دایمی ناشی از تکرار رکورد میش، $\pm^2_e$: واریانس محیطی، $\pm^2_m$: واریانس مادری، h^2_d: وراثت‌پذیری مستقیم، σ_{am}: کو واریانس ژنتیک افزایشی و ژنتیک مادری، r: تکرارپذیری، DIC: معیار انحراف اطلاعات

پایین بودن وراثت‌پذیری این صفت را می‌توان ناشی از نقش اثرات محیطی بر تنوع مشاهدات دانست که این احتمال می‌رود که در طول زمان انتخاب طبیعی و انتخاب غیرمستقیم در باروری حیوانات دخالت داشته که از این رو باعث کاهش واریانس ژنتیکی افزایشی گشته که معلول ظهور ناپیوسته این صفات است (۶). تکرارپذیری این صفت با مدل خطی ۰/۰۱۱ و با مدل بیزین ۰/۰۰۴ برآورد گردید که کمتر از برآورد می‌باشد (۱۳). یکی دیگر از صفات ترکیبی تولید مثلی در گوسفند تعداد بره متولد شده از هر میش در معرض آمیزش است. به‌طور کلی صفات تولید مثلی بر مبنای میش جفت‌گیری کرده به دلیل در نظر گرفتن نرخ آبستنی نسبت به صفات تولید مثلی بر مبنای میش زایش کرده از اهمیت بیشتری برخوردارند. وراثت‌پذیری این صفت در این پژوهش ۰/۰۰۱۱ با مدل خطی و ۰/۰۵۳ با روش بیزین برآورد شد. برآورد این صفات در پژوهش محمدی و همکاران (۱۳) در نژاد زندی با مدل خطی ۰/۰۵ و با مدل آستانه‌ای ۰/۱۲ اعلام گردید. پایین بودن وراثت‌پذیری در این صفات علاوه بر اثر ژنوتیپ مادری می‌توان دخالت میزان آبستنی و ماهیت ناپیوسته صات را نیز در نظر گرفت. تکرارپذیری این صفت ۰/۱۰۱ با مدل خطی و ۰/۰۷۸ با بیزین برآورد شد. تعداد بره‌های به دست آمده از هر میش یکی دیگر از صفات مهم و اقتصادی است که می‌توان آن در برنامه‌های اصلاح‌نژادی در نظر گرفت و به عنوان یکی از عوامل مؤثر در پیشرفت قابلیت تولیدی میش و سودآوری گله مورد توجه قرار داد، وراثت‌پذیری این صفت با مدل خطی ۰/۰۳ و با مدل آستانه‌ای ۰/۰۶۳ برآورد شدکه پایین تر از تحقیقات آلتاریبا و همکاران (۱) در نژاد راسا و مک وی و همکاران (۹) در نژاد میول، با روش بیرین می‌باشد. دامنه برآورد وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش از ۰/۰۱ تا ۰/۱۸ در پژوهش‌های مختلف گزارش شده است که بالاتر از وراثت‌پذیری بدست آمده در این پژوهش می‌باشد (۸،۲). کمتر بودن وراثت‌پذیری این صفات را می‌توان ناشی از اثرات مادری و ارتباط میزان آبستنی که جزئی از این صفت (و دارای ماهیت ۱ و صفر است) دانست. تکرارپذیری این صفت با مدل خطی ۰/۰۶ و با مدل آستانه‌ای ۰/۰۶۳ برآورد شد که با برآورد مختاری و همکاران با استفاده از مدل خطی (۱۵) مطابقت دارد. در گزارش محمدی و همکاران (۱۴) تکرار پذیری این صفت ۰/۱۰ برآورد گردید. صفت مجموع وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش، یکی از مهم‌ترین صفات تولید مثلی ترکیبی است و به صورت ترکیبی از میزان آبستنی، تعداد بره‌های متولد شده و وزن تولد بره حاصل از هر میش است. این صفت توان میش در تولید وزن تولد بره بعد از این‌که در معرض قوچ قرار گرفت را نشان می‌دهد. در پژوهش حاضر مقدار وراثت‌پذیری این صفت ۰/۰۲ برآورد شد،

وراثت‌پذیری این صفت در گوسفند لری- بختیاری ۰/۰۹ گزارش شده است (۲۳). در پژوهش دیگری توسط وطن‌خواه و طالبی (۲۴) بر روی نژاد لری‌بختیاری، با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های چند صفتی وراثت‌پذیری این صفت ۰/۱۶ گزارش شد که بالاتر از مقدار برآورد شده در این پژوهش است. کم بودن وراثت‌پذیری این صفت را می‌توان در عواملی مانند تفاوت نژادی دانست. تکرارپذیری صفت مجموع وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش ۰/۰۴ برآورد شد که کمتر از مقدار گزارش شده‌ی در نژاد لری‌بختیاری (۰/۱۷) می‌باشد (۲۳). مقدار ضریب تکرارپذیری برآورد شده مربوط به صفت مجموع وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش، بالاتر از مقدار برآوردشده‌ی این ضریب برای صفت مجموع وزن تولد در هر زایمان میش در این پژوهش است که می‌تواند نشان‌دهنده‌ی این مطلب باشدکه صفت مجموع وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش، بیشتر تحت تأثیر اثرات محیطی دایمی می‌باشد. صفت کل وزن تولد در هر زایمان میش ترکیبی از صفات تعداد بره متولد شده و وزن بره‌ها در هر زایمان میش است و نشان‌دهنده ظرفیت میش جهت تولید کیلوگرم وزن بره است (۲۳). وراثت‌پذیری این صفت ۰/۱ برآورد شد وطن خواه و همکاران (۲۳) وراثت‌پذیری این صفت را که با استفاده از میانگین مقادیر گزارش شده در منابع علمی به‌دست آمد، را ۰/۰۵ گزارش کرد که کمتر از مقدار به‌دست آمده در این پژوهش است. این تفاوت‌ها را می‌توان به تفاوت‌های موجود در نژادها وجمعیت‌های مورد ررسی و همچنین، مدل‌های مورد استفاده برای برآورد پارامترهای ژنتیکی نسبت داد. تکرارپذیری برآورد شده برای این صفت ۰/۲۱ برآورد گردید. در حالیکه نتیجه‌ی برآورد تکرارپذیری این صفت در پژوهش مختاری و همکاران (۱۵) بر گوسفند کرمانی و وطن خواه و همکاران (۲۳) در گوسفند لری- بختیاری ۰/۰۹ بوده است. در صفت تعداد بره در زمان شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش به دلیل این که زنده‌مانی بره‌ها از تولد تا شیرگیری را نیز در بر می‌گیرد نسبت به صفت تعداد بره متولد شده به ازای هر راس میش زایش کرده از اهمیت بیشتری برخوردار است. وراثت‌پذیری تعداد بره در زمان شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش با مدل خطی ۰/۰۳ و در روش بیزین ۰/۰۳۱ برآورد گردید که نزدیک به نتایج وطن خواه و همکاران (۲۳) با یک مدل خطی می‌باشد. تکرارپذیری صفت تعداد بره‌ی شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش در این پژوهش با مدل خطی ۰/۳۳ و در روش بیزین ۰/۰۳۱ برآورد شد که بالاتر از مقدار گزارش شده توسط وطن خواه و همکاران (۲۳) در گوسفند لری-بختیاری (۰/۱۰) در مدل خطی و کمتر از آن در بیزین است. از جمله راه‌های بهبود قابلیت تولیدی میش افزایش تعداد بره‌های شیرگیری شده و یا افزایش وزن بره‌های شیرگیری شده طی هر زایمان میش در هر سال است. این صفت زمانی اهمیت بیشتر می‌یابد که هدف از پرورش گوسفند تولید گوشت باشد. تعداد بره‌ها در زمان شیرگیری، به نوعی زنده‌مانی بره از تولد تا شیرگیری را بدون در نظر گرفتن وزن آنها نشان می‌دهد (۲۲). وراثت‌پذیری تعداد بره‌های شیرگیری شده به ازای هر میش زایش کرده، در این پژوهش با مدل خطی ۰/۰۳ و با روش بیزین ۰/۰۵۶ برآورد شد که پایین‌تر از گزارش محمدی و همکاران (۱۴) در همین نژاد می‌باشد یکی از علل را می‌توان تفاوت مدل مورد استفاده عنوان کرد. کمتر بودن میزان وراثت‌پذیری این صفات را می‌توان به این نسبت داد که مرگ و میر بره‌ها از تولد تا شیرگیری بیشتر تحت تاثیر عوامل محیطی و ژنوتیپ خود بره‌ها است و کمتر با ژنوتیپ میش مرتبط می‌باشد. تکرارپذیری این صفت با مدل خطی ۰/۰۵ و با مدل بیزین ۰/۰۷۱ برآورد شد که بر اساس نتایج محمدی و همکاران (۱۴) در نژاد زندی ۰/۲۲ می‌باشد. صفت کل وزن از شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش بیان‌کننده توان میش در تولید وزن از شیرگیری بره به ازای هر میش در معرض قوچ می‌باشد و ترکیبی از میزان آبستنی، تعداد بره شیرگیری شده و وزن از شیرگیری بره‌ها می‌باشد. مقدار وراثت‌پذیری آن ۰/۰۰۸ برآورد گردید. کم بودن وراثت پذیری این صفت را می‌توان در دخالت میزان آبستنی که جزئی از این صفت بوده، توزیع غیرمعمول صفات و اثرات محیطی مانند تغذیه تکمیلی دانست. این صفت از جمله مهم‌ترین صفات ترکیبی تولید مثلی گوسفند می‌باشد که بیان‌کننده‌ی توان میش در تولید وزن شیرگیری بره به ازای هر میش در معرض آمیزش می‌باشد. این صفت، ترکیبی از میزان آبستنی، تعداد بره‌ی شیرگیری شده، قابلیت‌های مادری میش و وزن شیرگیری بره‌ها می‌باشد (۱۹). تکرارپذیری این صفت ۰/۰۱۹ برآورد شد که بیش از مقدار گزارش شده است (۲۳). افزایش نسبتاً ناچیز در میانگین وزن بره‌های از شیر گرفته تا دوره‌ی پنجم زایش احتمالا بخاطر کامل شدن سیستم بدنی میش و رسیدن آن به بلوغ جسمانی است که در طی آن تولید شیر میش زیادتر شده، لذا مجموع وزن بره‌های از شیر گرفته شده از هر میش افزایش می‌یابد. در دوره پنجم همزمان با کاهش تولید شیر نقش اثرات غیر ژنتیکی روی واریانس فنوتیپی وزن بره‌ها افزایش یافته که باعث وراثت پذیری افزایشی در این دوره می‌شود. یکی از مهم‌ترین دلایل اختلاف در این میانگین‌ها اختلاف بین نژادی بوده، ضمن اینکه مجموع وزن شیرگیری بره‌های نژاد گوشتی و سنگین بیشتر از نژادهای دیگر است. همچنین سن از شیرگیری در تحقیقات انجام شده دارای تفاوت‌هایی است. صفت مجموع وزن شیرگیری در هر زایمان میش می‌تواند مبنایی برای انتخاب باشد به این دلیل که این صفت کل تولید یک میش را به صورت کیلوگرم بره‌ی شیرگیری شده در هر زایمان نشان می‌دهد. وراثت‌پذیری این صفت ۰/۰۱ برآورد شد. این مقدار کمتر از وراثت‌پذیری صفت مجموع وزن تولد بره‌ها در هر زایمان میش در گزارش وطن خواه و همکاران (۲۳) می‌باشد. وراثت‌پذیری این صفت در گوسفند کرمانی، ۰/۱۸ گزارش شده است (۱۵). کم بودن وراثت‌پذیری این صفت را می‌توان به توزیع غیرمعمول صفات و اثرات محیطی مانند تغذیه تکمیلی نسبت داد. تکرارپذیری صفت مجموع وزن شیرگیری در هر زایمان میش، ۰/۱۸

برآورد شد و در پژوهشی دیگر روی گوسفند کرمانی، تکرارپذیری این صفت با استفاده از مدل خطی ۰/۲۳ برآورد شد (۱۵).

همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولید مثلی

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفات مورد بررسی در جدول ۴ نشان داده شده است. همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین میزان آبستنی با سایر صفات تولید مثلی غالباً منفی است. اگرچه این همبستگی‌ها در دامنه مقادیر گزارش شده برای سایر نژادها است (۲۰)، ولی انتظار می‌رود که همبستگی ژنتیکی میزان آبستنی با سایر صفات تولیدمثل زیاد باشد، چون در صورتی که دام آبستن بشود سایر صفات نیز دارای عملکرد غیر صفر می‌باشند. به نظر می‌رسد علت منفی شدن و ناچیز بودن همبستگی‌ها بین میزان آبستنی با سایر صفات تولید مثل مربوط به توزیع داده‌ها در این صفات باشد. به‌طوری که این صفت دارای توزیع دو جمله‌ای بوده در حالی که سایر صفات دارای توزیع پیوسته هستند. همبستگی‌های ژنوتیپی و فنوتیپی بین صفات کل وزن تولد با کل وزن از شیرگیری در هر زایمان و به ازای هر میش در معرض آمیزش همانند مقادیر گزارش شده سایر نژادها به‌ترتیب زیاد و متوسط می‌باشد (۲۰). زیاد بودن همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات مؤید این است که آن دسته از ژن‌هایی که مسوول افزایش کل وزن تولد می‌باشند، سبب افزایش کل وزن از شیرگیری نیز می‌شوند، همچنین به نظر می‌رسد ژن‌های مسوول افزایش کل وزن تولد سبب افزایش شیر و توان مادری نیز بشوند چون که صفت کل وزن شیرگیری علاوه بر ژنوتیپ بره به توان مادری نیز بستگی دارد.

جدول ۴- همبستگی های ژنتیکی (بالای قطر) و فنوتیپی (پایین قطر) بین صفات تولید مثلی

Table 4. Genetic (above diagonal) and phenotypic (below diagonal) correlations among the reproductive traits

صفت	CR	LSB/EL	LSW/EL	LSB/EE	TLWW/EL	TLWB/EL	LSW/EL	LSB/EL	CR	صفت
CR	–	–۰/۳۲	-	–۰/۸۹	–۰/۴۴	–۰/۹۷	-	–۰/۳۲	–	CR
LSB/EL	-۰/۰۵	–	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۹۴	–	-۰/۰۵	LSB/EL
LSW/EL	۰/۲۳	۰/۲۰	–	–۰/۹۶	۰/۹۹	۰/۹۹	–	۰/۲۰	۰/۲۳	LSW/EL
TLWB/EL	–۰/۰۱	۰/۲۹	۰/۱۳	۰/۹۹	۰/۹۷	–	۰/۱۳	۰/۲۹	–۰/۰۱	TLWB/EL
TLWW/EL	–۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۹۸	–	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۲۱	–۰/۰۱	TLWW/EL
LSB/EE	۰/۴۳	۰/۳۹	–۰/۱۳	–	۰/۲۱	۰/۳۰	–۰/۱۳	۰/۳۹	۰/۴۳	LSB/EE
LSW/EE	۰/۰۷	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۰۷	LSW/EE
TLWB/EE	۰/۴۴	۰/۳۵	۰/۳۰	۰/۸۲	۰/۲۲	۰/۵۰	۰/۳۰	۰/۳۵	۰/۴۴	TLWB/EE
TLWW/EE	–۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۱۳	–۰/۰۸	TLWW/EE

نتیجه‌گیری به‌رغم زیاد بودن تنوع فنوتیپی در صفات تولید مثل، میزان وراثت پذیری این دسته از صفات کم است و پاسخ به انتخاب مستقیم برای این صفات زیاد نخواهد بود. بهبود فاکتورهای غیرژنتیکی در این نژاد مانند تغذیه میش قبل از جفت‌گیری و بعد از آبستنی می‌توانند در بهبود عوامل ژنتیکی موثر باشد. بنابراین، انتخاب بر اساس رکورد خود حیوان، احتمالاً پاسخ قابل توجهی در عملکرد تولید مثلی گوسفندان زندی ایجاد نخواهد نمود. پاسخ به انتخاب براساس صفات ترکیبی نتایج بهتری خواهد داشت. همبستگی‌های ژنتیکی بین میزان آبستنی با سایر صفات تولید مثل غالباً کمتر از متوسط و منفی است. پاسخ های روش بیزین چون میزان واریانس خطای پیش‌بینی کمتری دارند، برآوردهای معتبری از پارمترها به دست خواهد آمد. استفاده از این روش زمانی که محقق از نرمال بودن داده ها و تعداد کم رکوردهای مورد نظر نگران است، می‌تواند مفید باشد. بنابراین به‌نظر می‌رسد نتایج حاصل از روش بیزی دقیق‌تر و معتبرتر از روش‌های دیگر باشد.

منابع

1. Altarriba, J., L. Varona, L.A. García-Cortés and C. Moreno. 1998. Bayesian inference of variance components for litter size in Rasa Aragonesasheep.Journal of Animal Science, 76: 8-23.
2. Ceyhan, A., T. Sezenler and I. Erdogan. 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakız sheep. Livestock Science, 122: 68-72.
3. Ekiz, B., M. Ozcan, A. Yilmaz and A. Ceyhan. 2005. Estimates of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish Merino (Karacabey Merino) sheep. Journal of Animal Science, 29: 557-564.
4. Eskandarinasab, M., F. Ghafouri-Kesbi and M.A. Abbasi. 2010. Different models for evaluation of growth traits and Kleiber ration in an experimental flock of Iranian fat-tailed Afshari sheep. Journal of Animal Breeding Genetics, 127: 26-33.
5. Esmailizadeh, A.K., O. Dayani and M.S. Mokhtari. 2009. Lambing season and fertility of fat-tailed ewes under an extensive production system are associated with live weight and body condition around mating. Animal Production Science, 49: 1086-1092.
6. Falconer, D.S. and T.F. Cmackay. 1996. Introduction to quantitative genetics, Longman, Essex.
7. Graser, Hu., S.P. Smith and B. Tier. 1987. A derivative-free approach for estimating variance components in animal model by restricted maximum likelihood Journal of Animal Science, 64: 1362-1370.
8. Hanford, K.J., L.D. VanVleck and G.D. Snowder. 2006. Estimates of genetic parameters and genetic trend for reproduction, weight and wool characteristics of Polypay sheep, Livestock Science, 102: 72-82.
9. Mekkawy, W., R. Roehe, R.M. Lewis, M.H. Davies, L. Bu¨ Nger, G. Simm and W. Haresign. 2010. Comparison of repeatability and multiple trait threshold models for litter size in sheep using observed and simulated data in Bayesian analyses Journal of Animal Breeding Genetics, 127: 261-27.
10. Mrode, R.A. 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. CABInternational.12- Matika, O., J.B. Van Wyk, G.J. Erasmus and R.L. Baker. 2003. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. Livestock Production Science, 79: 17-28.
11. Meyer, K. 2006. WOMBAT, A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes. Animal genetics and Breeding unit, Armidale, 55 pp.
12. Misztal, I., S. Tsuruta, T. Strabel, B. Auvray, T. Druet and D.H. Lee. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). Proc 7th World Congr Genet ApplLivest Prod, Montpellier, France Communication, 28-70.
13. Mohammadi, H., M. Moradi Shahrebabak, H. Moradi Sharebabak and M. Vatankhah. 2012. Estimation of genetic parameters of reproductive traits in Zandi sheep using linear and threshold models. Journal of Animal Science, 57: 382-388.
14. Mohammadi, K., M. BeigiNassiri, E. Rahmatnejad, M. Sheikh, J. Fayaz and A. Karimimanesh. 2013. Phenotypic and genetic parameter estimates for reproductive traits in Zandi sheep. Tropical Animal Health and Production, 46: 671-677.
15. Mokhtari, M.S., A. Rashidi and A.K. Esmailizadeh. 2010. Estimates of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. Small Ruminant Research, 88: 27-31.
16. Neser, F.W.C., G.J. Erasmus and J.B. Van Wyk. 2000. Genetic studies on the South African Mutton Merino: growth trait. South African Journal of Animal Science, 30: 172-177
17. Patterson, H.D. and R. Thompson. 1971. Recovery of inter-block information when block sizes are unequal Biometrika, 58: 545-554.
18. Rashidehsahraee, A., J. Fayyazi, M. Vatankhah and M.T. Beigi Nassiri. 2013. Estimating the components of (co) variance and genetic parameters for growth traits in Lori-Bakhtiari lambs using Gibbs sampling, Journal of Research in ruminants, 1: 109-128.
19. Rosati, A., E. Mousa, L.D. VanVleck and L.D. Young. 2002. Genetic parameters of reproductive traits in sheep. Small Rumin Research, 43: 45-65.
20. Safari, E., N.M. Fogarty and A.R. Gilmour. 2005. A review of genetic parameters estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. Livestock Production Science, 92: 271-289.
21. Savarsofla, S., M. Ali Abbasi, A. Nejati Jvarmy, R. Vaez Tarshizi and M. Chamani. 2011. Estimation of genetic and phenotypic parameters and trends MOG reproductive traits in sheep, Journal of Animal Science and Research, 6: 75-87.
22. Snyman, M.A., J.B. Van Wyk, G.J. Erasmus and J.J. Olivier. 1997. Genetic parameter estimates for total weight of lamb weaned in Afrino and Merino sheep. Livestock Production Science, 48: 111-116.
23. Vatankhah, M., M.A. Talebi and M.A. Edriss. 2008. Estimation of genetic parameters for reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep. Small Rumin Research, 74: 216-220.
24. Vatankhah, M. and M.A. Talebi. 2008. Heritability estimates and correlations between production and reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep. S. Afr. Journal of Animal Science, 38: 10-118.
25. Yousefi, A., S. Alijani, M. Jasouri and R. Jafarzadeh. 2012. Estimation of genetic parameters in Ghezel sheep using Bayesian via Gibbs sampling technique.The 12th Congress on Genetics. Tehran. 2012.

Linear and Threshold Model Comparisons for Genotypic and Phenotypic Parameters Estimation on Reproductive Traits in Zandi Sheep

Masomeh Ataollah[1], Hossein Moradi Shahrbabk[2] and Morteza Sattaei Mokhtari[3]

1- Graduated M.Sc., Islamic Azad University of Varamin Branch
2- Assistant Professor, University of Tehran (Correspond Author: hmoradis@ut.ac.ir)
3- Assistant Professor, University of Jiroft
Received: October 7, 2013 Accepted: January 11, 2015

Abstract

Reproductive records of 5327 Zandi ewes were collected from a research flock at the Zandi sheep breeding from Varamin station during 1991-2011. Genetic parameters were estimated for main traits such as conception rate (CR), number of lambs born (NLB), number of lambs at weaning (NLW) and the composite traits including number of lambs born per ewe exposed, number of lambs weaned per ewe exposed, total litter weight at birth, total litter weight at weaning, total litter weight at birth per ewe exposed and total litter weight at weaning per ewe exposed. Year, age of ewe, breed of ewe on breeding were used as fixed effects. Direct and maternal genetic effects, permanent environmental effects of ewe and mate of ewe were considered as random effects in the model. The effect of environmental factors such as mating year and age of ewe at mating on all of reproductive traits were significant (P >0.01) exception CR, NLB،NLB/EE, NLW NLW/EE, TLWB. Parametric and variance components were estimated by linear and threshold models. Estimates of heritability for animal genetic effects were mainly small and ranged from 0.0011 to 0.1 in linear model while the estimates resulting from thershold were ranged from 0.009 to 0.063. Estimates of heritability's for animal genetic and permanent environmental effects were low mainly due to the typical strong influence of environmental factors on reproductive traits. Estimates of repeatability's for animal permanent environmental effects were low to medium by linear analysis, and medium by threshold analysis.

Keywords: (Co) variance components, Reproductive traits, Threshold, Zandi sheep