مجله
تحقیقات دام و طیور
جلد۲- شماره ۲- تابستان ۱۳۹۲- ص ص۴۷-۵۳

تاریخچه مقاله:
دریافت:۹۲/۰۲/۰۷
پذیرش: ۹۳/۰۱/۱۷

مقایسه مدل‌های آستانه‌ای در تخمین پارامترهای ژنتیکی صفت دو قلوزایی گوسفند ماکوئی

سیدامین مرتضوی[1*]، صادق علیجانی[2]، سیدعباس رافت[3] و حسین دقیق کیا[2]

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم دامی دانشگاه تبریز
۲- استادیاران گروه علوم دامی دانشگاه تبریز
۳ - دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

چکیده

پارامترهای ژنتیکی صفت دوقلوزایی در گوسفندان نژاد ماکوئی به روش بیزی و با استفاده از مدلهای مختلف برآورد شدند. بدین منظور شش مدل آستانه‌ای مورد بررسی قرارگرفت. مدل‌ها در لحاظ یا عدم لحاظ اثرات محیط دائمی حیوان، ژنتیکی مادری و لحاظ کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی و مادری با هم تفاوت داشتند. عوامل مؤثر بر صفت دوقلوزایی مورد آزمون معنی‌داری قرار گرفتند و از بین اثرات لحاظ شده تنها اثرات گله و سال زایش معنی‌دار شدند (P<۰/۰۵). برآورد اجزای واریانس صفت دوقلوزایی با استفاده از نرم‌افزارThrgibbs1f90 و مقایسه بین مدلها با استفاده از معیار میزان انحراف (DIC) انجام گرفت. مدل چهار (مدل حاوی اثر مادری و کواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی و مادری) به عنوان مدل برتر برای آنالیز صفت دوقلوزایی شناخته شد. میانگین پسین وراثت‌پذیری افزایشی و ژنتیکی مادری صفت دوقلوزایی (انحراف معیار) با بهترین مدل به ترتیب (۰/۰۰۴) ۰/۰۳ درصد و (۰/۰۱۷) ۱۰۹/ برآورد شدند. مقادیر پارامترهای ژنتیکی برآورد شده برای صفت دوقلوزایی در این تحقیق نشان داد که برای پیشرفت ژنتیکی در صفت چندقلوزایی باید توجه بیشتری به اثرات مادری داشت و به بهبود شرایط محیطی پرداخت.

کلمات کلیدی: گوسفند ماکوئی - دوقلوزایی- مدل‌های آستانه‌ای- روش بیزی

نگارنده پاسخگو: سید امین مرتضوی. آدرس: تبریز، بلوار ۲۹ بهمن تبریز، دانشگاه تبریز، دانشکده کشاورزی، گروه علوم دامی
پست الکترونیک: Aminmrt@hotmail.com

مقدمه

قسمت عمده‌ی درآمد پرورش گوسفند با تولید بره به دست می‌آید (کاسیاس و همکاران، ۲۰۰۷). تولیدمثل به عنوان مهم‌ترین عامل در بهینه بودن سامانه تولید گوشت گوسفندی شناخته شده است. دوقلوزایی درمیش یکی از صفات تولید مثلی و مهمترین سنجه انتخاب برای پیشرفت ژنتیکی صفت تولید گوشت است (آلتاریبا و همکاران، ۱۹۹۸). برخی صفات مانند دوقلوزایی، تعداد تلقیح منجر به آبستنی، سخت‌زایی و بیماری‌ها و غیره از جمله صفات مهم اقتصادی هستند که بیان آن‌ها یا به صورت ناپیوسته است یا به صورت گسسته ثبت می‌شوند. صفاتی که از خود توزیع گسسته‌ی فنوتیپی نشان می‌دهند اغلب به عنوان صفات آستانه‌ای یا شبه‌پیوسته[1] نامیده می‌شوند (جیانولا، ۱۹۸۲). رایت (۱۹۳۴) گزارش کرد اگرچه بیان این صفات به صورت ناپیوسته است اما همانند سایر صفات کمی توزیع نامرئی نرمال داشته و تحت تأثیر ژنتیک و محیط قرار می‌گیرند. رایت (۱۹۳۴) اولین بار مفهوم صفات آستانه‌ای را برای صفات گسسته و آنالیز ژنتیکی تعداد انگشتان پا در خوکچه‌های هندی به‌کار برد. جیانولا و همکاران (۱۹۸۳) خاطرنشان کردند مدل‌های خطی که با فرض نرمال بودن توزیع مشاهدات عمل می‌کنند برای تجزیه و تحلیل صفات آستانه‌ای مناسب نیستند. به علت ضعف مدل‌های خطی در ارزیابی ژنتیکی صفات آستانه‌ای، آنها مدل‌های آستانه‌ای را برای ارزیابی ژنتیکی صفات گسسته به کاربردند. مساله‌ی مهمی که باید در تحلیل صفت چند قلوزایی مدنظر داشت این است که صفت دوقلوزایی ماهیتی دسته‌بندی شده دارد. این صفت توزیع نامرئی پیوسته دارد، بنابراین باید با مدل‌های آستانه‌ای آنالیز شود (مکاوی و همکاران، ۲۰۱۰). وراثت پذیری‌های برآورد شده برای صفت دوقلوزایی بسیار متغیر بوده‌اند. به عنوان مثال مکاوی و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از مدل آستانه‌ای تکرارپذیری و روش بیزی مقادیر وراثت‌پذیری، اثرمحیط دائم حیوان و تکرارپذیری صفت دوقلوزایی را به ترتیب ۰/۰۸ ، ۰/۱۴ و ۰/۲۲ بدست آوردند. وطن‌خواه و همکاران (۲۰۰۸) وراثت‌پذیری چندقلوزایی را در گوسفندان نژاد لری‌بختیاری ۰/۰۲ اعلام کردند. صفری و همکاران (۲۰۰۵) نیز با مرور تعدادی از مطالعات میانگین وراثت پذیری این صفت را ۰/۱ گزارش کردند. بنابراین هدف از این تحقیق مقایسه مدل‌های آستانه‌ای مختلف برای برآورد بیزی پارامترهای ژنتیکی رکوردهای تکرارشده صفت دوقلوزایی در گوسفندان نژاد ماکوئی بود.

مواد و روش‌ها

گوسفند نژاد ماکوئی یکی از گوسفندان گوشتی- پشمی ایران است که زیستگاه اصلی این نژاد نواحی شمالی استان‌های آذربایجان شرقی وغربی می‌باشد. این نژاد نیز درکشور ترکیه به نام کارامان سفید پرورش می‌یابد. مراتع ییلاقی گوسفندان ماکوئی را نواحی کوهستانی سردسیر در بین مرز ایران و ترکیه، کوهپایه‌های سهند و مراتع قشلاقی آن را بخش‌های تابعه هر یک از شهرستان‌ها، نواحی کنار رودخانه ارس و نقاط گرمسیر دیگر تشکیل می‌دهد. در این نژاد رنگ بدن سفید یکدست و در اطراف چشم‌ها، پوزه و انتهای قلم دست و پا و گوش‌ها لکه‌های سیاه وجود دارد. دارای بدن کشیده (میانگین طول بدن در جنس ماده و نر به ترتیب برابربا۶۰-۵۵ و ۷۰-۶۰ سانتی‌متر است) و دست و پای بلند است (خالداری، ۱۳۸۷). در مقابل تغییرات جوی تحمل زیاد داشته و از نژادهای مقاوم می‌باشد. میانگین تولید پشم سالیانه این نژاد سالیانه ۲ تا ۲/۵کیلوگرم می‌باشد. میانگین وزن تولد و بلوغ این نژاد به ترتیب برابر ۴-۳/۸ و ۵۵-۵۰ کیلوگرم می‌باشد. درصد دوقلوزایی این نژاد ۱۰- ۵ درصد می‌باشد (خالدری، ۱۳۸۷).

به منظور بهبود پرورش گوسفند در ایران از چند دهه‌ی گذشته در چندین استان ایستگاه‌هایی برای پرورش و اصلاح نژاد گوسفند احداث شده‌اند که از اهداف اصلی این ایستگاهها، شناسایی ظرفیت تولیدی، حفظ نژاد، بهبود عملکردصفت تولیدی و انتقال پیشرفت حاصله به گله‌های مردمی می‌باشد. مرکز اصلاح نژاد گوسفند ماکوئی در سال ۱۳۶۶ تأسیس شد. این مرکز در۲۰ کیلومتری شهرستان ماکوی استان آذربایجان غربی واقع شده است. مساحت کلی ایستگاه۱۶۵۰۰مترمربع که ۱۸۰۰ متر مربع آن فضای مسقف بوده و دارای سه سالن نگهداری برای پرورش گوسفند است. از اهداف ایجاد ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند ماکوئی می‌توان به حفظ منابع ژنتیکی گوسفند ماکویی، شناسایی سازه‌های مؤثر بر خصوصیات تولیدی گوسفند نژاد ماکوئی (گوشت، شیر، پشم، بره زایی)، ایجاد گله رکورددار و شجره‌دار جهت کاربرد اصول ژنتیک به منظور افزایش راندمان تولید، شناخت تنوعات ژنتیکی و غیر ژنتیکی و اثر سازه‌های مختلف بر تولید، توزیع قوچ بهگزینی شده جهت تقلیل همخونی در گله‌های مردمی و در نهایت همکاری با واحدهای تحقیقاتی و آموزشی استان

1. Quasi-continuous

جهت تحقیق و ترویج روش‌های اصولی و پرورش و نگهداری گوسفند می‌باشد.

در این تحقیق ۹۲۴۳ رکورد تکرارشده‌ی صفت دوقلوزایی گوسفندان نژاد ماکوئی در چهار شکم اول زایش مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. این میش‌ها در طی سالهای ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۰ زایش داشتند. برای مرتب‌سازی فایل شجره و داده‌ها از نرم‌افزارهای Pedigree (سرگلزایی، ۲۰۰۱)، Excel 2007 و Foxpro9 استفاده شد. به عنوان مثال حیوانات، اثرات ثابت و صفات دوقلوزایی که صفر ثبت شده بودند از مجموعه داده‌ها حذف شدند. میش‌هایی که درهنگام زایش کمتر از ۱۴ ماه سن داشتند از داده‌ها حذف شدند. از آنالیز رکوردهای سه قلوزایی به دلیل تعداد کم آنها صرفنظر شد. برای تعیین اثرات ثابت مؤثر بر صفت دوقلوزایی از رویه‌ی لجستیک نرم افزار SAS نسخه ۹/۱ مورد آزمون معنی‌داری قرار گرفتند.

مدل‌های رگرسیون لجستیک انواعی از مدل‌ها رگرسیون هستند که متغیر وابسته در آن‌ها می‌تواند گسسته یا قابل طبقه بندی باشد. در این گونه موارد متغیرهای وابسته پیوسته نبوده و رگرسیون معمول (کلاسیک) یا تجزیه واریانس ممکن است به دلیل فرض‌هایی مانند خطی بودن و همگنی واریانس (که اغلب فرض‌های مطلوبی نیستند) مناسب نباشند. بعلاوه آن متغیرها توزیع نرمال نداشته و کاربرد آزمون‌های F و یا t معتبر نیست.

اثر متغیرهای مستقل بر روی متغیرهای وابسته دوجمله‌ای را می‌توان با استفاده از یک مدل خطی تعمیم یافته و یک تابع پیوند لجیت بیان کرد. این مدل‌ها اغلب مدلهای لجیت نامیده می‌شوند. صفت دوقلوزایی هم متغیری دو جمله‌ای فقط با دو پیشامد است. توزیع احتمال متغیر دوتایی صفت دوقلوزایی **(y)** در **(n)** شکم زایش از نوع توزیع دوجمله‌ای است. نسبت دوجمله‌ای مقدار یک متغیر دوتاییy است که به تعداد کل آزمایشات تقسیم شده است. میانگین و واریانس برای یک نسبت دوجمله‌ای به صورت زیر هستند.

$$E(y/n) = \mu = p \ , \quad var\ (y/n) = \sigma^2 = pq/n$$

مدلی که تغییرات درمیانگین یک متغیر دوجمله‌ای یا نسبت دوجمله‌ای را بیان می‌کند بصورت زیر است.

$$\eta_i = g\ (u_i) = g\ (p_i) = \chi_i \beta$$

تابع لجیت[1] (g) می‌تواند به عنوان یک تابع رابط[2] مورد استفاده قرار گیرد.

$$\eta_i = \text{logit}\ (p_i) = \log\ [p/(1- p_i)]$$

تابع لجستیک معکوس تابع رابط است که مقدار لجیت را به یک نسبت تبدیل می‌کند.

$$P_i = \frac{e^{\eta i}}{1+e^{\eta i}}$$

مدلی که توابع لجستیک و لجیت را مورد استفاده قرار می‌دهد. مدل لجستیک و لجیت نامیده می‌شود. وقتی متغیرهای مستقل قابل طبقه‌بندی باشند مدل به صورت زیر است.

$$\eta_i = \log\ [p/(1- p_i)] = m + \tau_i$$

تعریف تابع لجیت این اطمینان را بوجود می‌آورد که مقادیر برآورد شده یا پیش‌بینی شده متغیر وابسته همیشه بین صفر و یک باشد. خطاها در مدل دارای توزیع برنولی و یا در صورت تقسیم شدن بر n توزیع دوجمله‌ای دارند (کاپس و همکاران، ۲۰۰۹).

شش مدل حیوانی زیر برای آنالیز صفت دوقلوزایی انتخاب شدند (قوی‌حسین زاده و همکاران، ۲۰۱۰):

1) $Y = Xb + Z_1a + e$
2) $Y = Xb + Z_1a + z_3c + e$
3) $Y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$ $\quad Cov\ (a, m) = 0$
4) $Y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$
5) $Y = Xb + Z_1a + z_2m + Z_3c + e$ $\quad Cov\ (a, m) = 0$
6) $Y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e$

در این مدل‌ها Y متغیر نامرئی پیوسته مشاهده شده برای صفت دوقلوزایی با یک آستانه، b بردار اثرات ثابت گله و سال زایش، a بردار اثرات افزایشی، c بردار اثرات محیطی دائمی حیوان، m بردار اثرات ژنتیکی مستقیم مادری و e هم اثرات تصادفی باقیمانده هستند. ماتریس‌های X، Z_1، Z_2 و Z_3 هم به ترتیب ماتریس‌های ضرایب متناظر با بردارهای b، a، m و c هستند. به منظور برآورد اجزای واریانس و برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت دوقلوزایی از روش بیزی و تحت مدل حیوانی و نرم‌افزار Thrgibbs1f90 (میزتال، ۲۰۰۲) استفاده شد. بدین منظور برای اثرات ثابت، توزیع پیشین تخت[3]، برای اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات محیطی دائمی حیوان توزیع پیشین نرمال و همچنین برای اجزای واریانس توزیع خی‌دو معکوس در نظرگرفته شد.

در استباط بیزی هدف این است که میزان عدم قطعیت در مورد مقدار حقیقی پارامتر با استفاده از احتمال توضیح داده

1. Logit function
2. Link function
3. Flat prior distribution

شود و این احتمال میزانی برای قطعیت در مورد پارامتر می‌باشد. در نتیجه استنباط بیزی فواصل احتمالی را برای پارامترهای ناشناخته ارایه می‌دهد. با این روش فواصل اطمینان (که بیزی‌گراها آن را فواصل اعتباری می‌نامند) در برگیرنده‌ی مقدار حقیقی پارامتر ناشناخته با احتمال ۹۵($HPD_{95\%}$) درصد یا دیگر مقادیری که به وسیله‌ی کاربر تعریف شده است می‌باشد. از روش نمونه‌گیری گیبس برای برآورد میانگین توزیع پسین حاشیه‌ای پارامترهای ژنتیکی صفت دوقلوزایی استفاده شد. برای تحلیل صفت دوقلوزایی به روش بیزی ۲۰۰۰۰۰ چرخه محاسباتی و فاصله‌ی بین دوره‌های نمونه‌گیری **۱۰۰** در نظرگرفته شد. ۱۰۰۰۰ نمونه‌ی اولی به عنوان دوره‌های سوخته حذف شدند. برای ارزیابی کارایی شش مدل آستانه‌ای در تجزیه و تحلیل صفت دوقلوزایی از فرمول معیار میزان انحراف [1] که معیاری برای مقایسه‌ی بین دو مدل آماری است، استفاده شد. افزون بر محاسبه مقادیر اجزای واریانس توسط نرم‌افزارThrgibbs1f90 این نرم‌افزار معیار میزان انحراف را نیز به صورت خودکار محاسبه می‌کند.

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

در این معادله **y** مشاهدات، **θ** پارامترهای ناشناخته مدل، **p(y|θ)** تابع درستنمایی، **c** ثابتی که در مقایسه مدلهای مختلف حذف می‌شود. هم چنین امید ریاضی **D** برابر است با $E(D(\theta))=\bar{D}$ که هر چه مقدار **D** کمتر باشد مدل مناسب‌تر است. در ادامه تعداد پارامترهای موثر در مدل از طریق $PD = \bar{D} - D(\bar{\theta})=$ محاسبه می‌شود. که $\bar{\theta}$ امیدریاضی **θ** می‌باشد. در نهایت $DIC = PD + \bar{D}$ می‌باشد و هر مدلی که **DIC** کمتری داشته باشد به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود (لطیفی و همکاران، ۱۳۹۱).

نتایج و بحث

در جدول ۱ ساختار شجره و در جدول ۲ آمار توصیفی صفت دوقلوزایی در گوسفندان نژاد ماکوئی قابل مشاهده است. همان طور که مشاهده می‌شود با افزایش تعداد شکم زایش تعداد رکوردها کاهش یافته که این به دلیل حذف، فروش یا مرگ گوسفندان می‌باشد. همچنین تعداد داده‌های دوقلوزایی در این نژاد نسبت به تک قلوزایی خیلی کم می‌باشد. اثرات ثابت مؤثر بر صفت دوقلوزایی شامل شکم زایش، سن مادر هنگام زایش، گله، فصل و سال زایش و اثرات متقابل بین این سازه‌ها بودند. از بین اثرات ثابت مؤثر بر صفت دوقلوزایی تنها اثرات گله و سال زایش معنی‌دار شدند و در مدل وارد شدند. تعداد سطوح اثرات گله و سال زایش برای صفت دوقلوزایی به ترتیب ۴۰ و ۲۳ سطح بودند. معنی‌دار بودن اثرات سال و گله می‌تواند به دلیل متفاوت بودن مدیریت در گله‌ها و تغییرات ناشی از مقدار بارندگی، رطوبت، دمای محیط، کمیت و کیفیت علوفه طی سال‌های مختلف باشد.

میانگین صفت دوقلوزایی در میش‌های نژاد راساآراگونسا ۱/۳۵ گزارش شد (آلتاریبا وهمکاران، ۱۹۹۸) که بیشتر از مقدار بدست آمده در این تحقیق می‌باشد (۱/۰۹). نتایج برآورد واریانس ژنتیکی مستقیم، واریانس محیط دائمی حیوان، واریانس خطا، واریانس فنوتیپی، واریانس مادری، وراثت‌پذیری‌مستقیم، اثر محیط دائمی حیوان، وراثت پذیری مادری، تکرار پذیری و معیار میزان انحراف DIC در جدول ۳ نشان داده شده است.

اعداد موجود در جدول، میانگین پسین پارامترهای ژنتیکی برآوردشده را نشان می‌دهند و اعداد داخل پرانتز نشان دهنده‌ی مقادیر خطای معیار پارامترهای برآوردشده هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقادیر موجود برای وراثت‌پذیری، اثر محیط دایم حیوان و تکرارپذیری در هر شش مدل خیلی ناچیز (در حد چندصدم و چندهزارم) به دست آمده‌اند. به عنوان مثال مقدار وراثت پذیری افزایشی برای مدل‌های سه تا شش از ۰/۰۰۵ تا ۰/۰۰۳ برآورد شده‌اند و برای مدل‌های یک و دو ۰/۰۱ برآورد شده است. مقادیر وراثت‌پذیری مادری برآورد شده برای چهار مدل (مدل سه تا شش) تقریبا یکسان بودند (۰/۱).

جدول۱- ساختار شجره گوسفند ماکوئی

تعداد کل حیوانات شجره	۴۲۷۸۳
حیوانات همخون	۲۷۳
تعداد کل نرها	۶۸۲
تعداد کل ماده‌ها	۱۴۹۶۸
تعداد حیوانات دارای نتاج	۱۵۶۵۰
تعداد حیوانات بدون نتاج	۲۷۱۳۳
تعداد حیوانات جمعیت پایه	۱۴۹۶۳
تعداد نرهای جمعیت پایه	۵۲۰
تعداد ماده‌های جمعیت پایه	۱۰۳۸۲
تعداد حیوانات بدون نتاج جمعیت پایه	۴۰۶۱

1. DIC

جدول ۲- آمار توصیفی صفت چندقلوزایی در گوسفندان نژاد ماکوئی در شکم‌های مختلف زایش

شکم زایش	تک‌قلوزا	دوقلوزا	تعداد کل	میانگین	واریانس	انحراف معیار	ضریب تغییرات٪
شکم ۱	۴۹۹۷	۴۶۱	۵۴۵۸	۱/۰۸	۰/۰۸	۰/۲۸	۲۶/۱۷
شکم ۲	۲۲۹۲	۱۵۱	۲۴۴۳	۱/۰۸	۰/۰۸	۰/۲۸	۲۶/۱۷
شکم ۳	۸۱۸	۱۱۵	۹۳۳	۱/۱۲	۰/۱۱	۰/۳۳	۲۹/۶۵
شکم ۴	۳۶۸	۴۱	۴۰۹	۱/۱۰	۰/۰۹	۰/۳۰	۲۷/۳۲
کل یا میانگین	۸۴۷۵	۷۶۸	۹۲۴۳	۱/۰۹	۰/۰۹	۰/۲۹	۲۷/۳۲

جدول ۳- پارامترهای برآورد شده برای صفت دوقلوزایی در گوسفند نژاد ماکوئی

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
σ_a^2	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳
σ_{pe}^2	---	۰/۰۰۱	---	---	۰/۰۰۸	۰/۰۹۶
σ_m^2	---	---	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳
σ_e^2	۰/۰۷۹	۰/۰۷۸	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵
σ_p^2	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۴۱	۰/۰۸۵	۰/۰۸۴	۰/۰۸۵
h_a^2	۰/۰۱۳ (۰/۰۰۹)	۰/۰۱۱ (۰/۰۰۸)	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۳ (۰/۰۱۵)
c^2	---	۰/۰۱۲ (۰/۰۰۷)	---	---	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۳ (۰/۲۴۴)
h_m^2	---	---	۰/۰۹۵ (۰/۰۱۷)	۰/۱۰۶ (۰/۰۱۷)	۰/۱۰۱ (۰/۰۱۶)	۰/۱۱۲ (۰/۰۲۹)
R	---	۰/۰۲۳ (۰/۰۱۱)	---	---	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۵)	۰/۰۰۷ (۰/۲۵۴)
DIC	۲۹۱۵	۲۹۱۵/۱۴	۲۸۱۹/۳۲	۲۸۱۹/۰۲	۲۸۲۰/۵۱	۲۸۲۰/۲۵

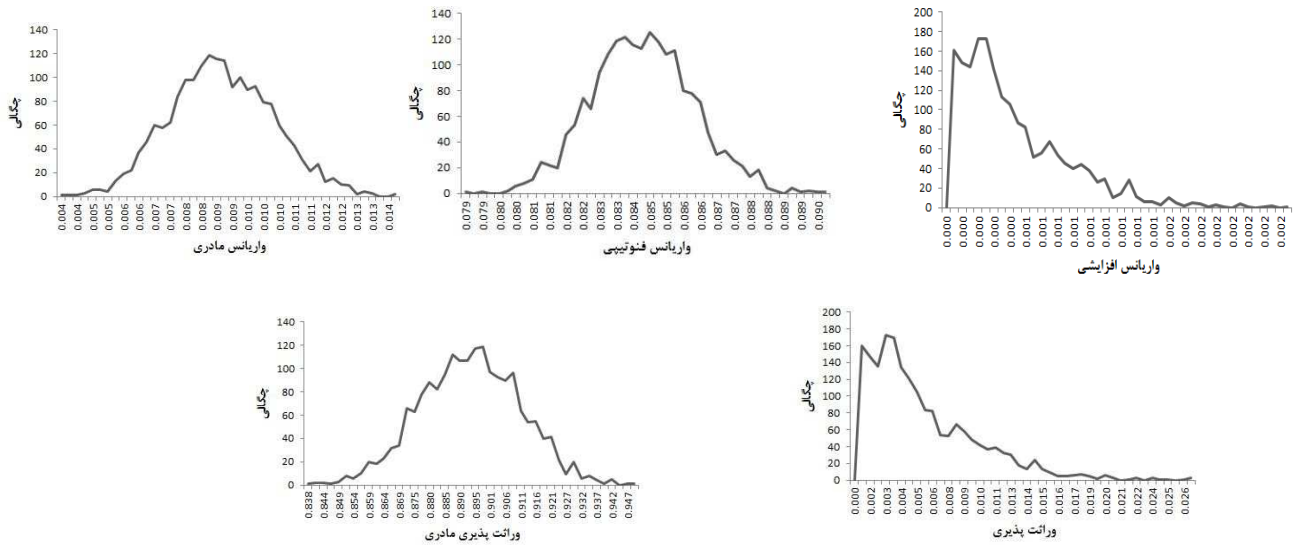
نتایج حاصل از آنالیز داده‌ها در جدول چهار نشان می‌دهد که مقادیر وراثت پذیری های برآورد شده برای این صفت در این نژاد خیلی پایین هستند که این خود نشان از تأثیر این صفت از عوامل محیطی دارد. میانگین پسین وراثت‌پذیری افزایشی و تکرارپذیری برآورد شده در هر شش مدل پایین‌تر از مقادیر گزارش شده توسط دیگر محققان بودند (آلتاریبا وهمکاران، ۲۰۰۱؛ ایکیز و همکاران، ۲۰۰۵؛ هاگر۲۰۰۲، پژمان و همکاران ۱۳۹۱؛ مکاوی و همکاران، ۲۰۱۰) در تحقیقی که قوی‌حسین زاده و اردلان (۲۰۱۰) بر روی داده‌های مربوط به چند قلوزایی ایستگاه گوسفندان نژاد بلوچی انجام دادند میانگین توزیع پسین بیزی برای وراثت پذیری صفت چندقلوزایی را ۰/۱ گزارش دادند. لطیفی و همکاران (۱۳۹۲) میانگین توزیع پسین وراثت‌پذیری برای صفت چندقلوزایی در نژاد مهربانی را در دامنه ۰/۰۳ تا ۰/۰۴ گزارش کردند. آلتاریبا و همکاران (۱۹۹۸) وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفت دوقلوزایی را در گوسفند نژاد راسا آراگونسا با مدل آستانه‌ای تکرارپذیری و روش بیزی به ترتیب ۰/۰۷۷ و ۰/۱۴۱ گزارش کردند ایکیز و همکاران (۲۰۰۵) وراثت‌پذیری، اثر محیط دایم حیوان و تکرارپذیری صفت دوقلوزایی در گوسفند نژاد مرینوی ترکی را به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۰۲ و ۰/۰۷ بدست آوردند. وطن-خواه و همکاران (۲۰۰۸) وراثت‌پذیری چندقلوزایی را در گوسفندان نژاد لری‌بختیاری ۰/۰۲ اعلام کردند. مختاری و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از مدل تکرارپذیری وراثت‌پذیری صفت دوقلوزایی را در گوسفندان نژاد کرمانی ۰/۰۱ بدست آوردند. مقادیر پارامترهای ژنتیکی گزارش شده با مدل ۲ در این تحقیق با مقدار گزارش شده توسط مختاری و همکاران (۰/۰۱) همخوانی دارد. برای ارزیابی کارایی و دقت مدل‌های آستانه‌ای در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت دوقلوزایی از معیار میزان انحراف استفاده شد، میزان انحراف مدل‌های سه و چهار (معیار۲۸۱۹/۳۲برای مدل سه و معیار۲۸۱۹/۰۲ برای مدل چهار) خیلی به هم نزدیک بودند. با توجه به مقادیر بدست آمده برای مدل‌های متفاوت و چون در این معیار بهترین مدل براساس کمترین معیار انتخاب می‌شود مدل چهار با کمترین معیار میزان انحراف (۲۸۱۹/۰۲) به عنوان بهترین مدل برای ارزیابی ژنتیکی صفت دوقلوزایی شناخته شد. با استفاده از نرم‌افزار Postgibbsf90 (میزتال، ۲۰۰۲) علاوه بر محاسبه مد، میانه و میانگین توزیعات پسین، بیشترین چگالی پسین در سطح ۹۵٪[1] برای صفت دوقلوزایی محاسبه شد.

1. HPD 95%

درجدول چهار این مقادیر برای بهترین مدل برازش شده نشان داده شده است. در شکل چهار نمودارهای توزیع پسین حاشیه‌ای اجزای واریانس برای بهترین مدل برازش شده (مدل چهار) ترسیم شده است. همانطور که مشاهده می‌شود توزیعات پسین واریانس افزایشی و وراثت‌پذیری غیرمتقارن و دارای چولگی مثبت هستند و برای این دو پارامتر معیارهای میانه و مد معیارهای مناسب‌تری برای بیان نماینده توزیعات پسین است.

جدول.Error! No text of specified style in document – بالاترین چگالی پسین در ناحیه ۹۵٪ ($HPD_{95\%}$) برای بهترین مدل

مدل ۴	میانگین	مد	میانه	$HPD_{95\%}$ راست	$HPD_{95\%}$ چپ
σ^2_{a}	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱	۰
σ^2_{m}	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶
σ^2_{e}	۰/۰۷۵	۰/۰۷۶	۰/۰۷۵	۰/۰۷۷	۰/۰۷۲
σ^2_{p}	۰/۰۸۵	۰/۰۸۵	۰/۰۸۴	۰/۰۸۷	۰/۰۸۱
h^2_{a}	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰۳
h^2_{m}	۰/۱۰۹	۰/۱۱۲	۰/۱۰۸	۰/۱۳۵	۰/۰۶۹



شکل ۱- نمودارهای توزیع پسین حاشیه ای مولفه های واریانس صفت دوقلوزایی برای بهترین مدل (مدل ۴)

نتیجه‌گیری

با توجه به مقادیر وراثت‌پذیری و تکرارپذیری برآورد شده برای صفت دوقلوزایی در گوسفند نژاد ماکوئی، امکان انتخاب مستقیم برای این صفت وجود ندارد. برای پیشرفت ژنتیکی کارایی تولیدمثلی کل در این نژاد باید توجه را به صفات مجموع کل وزن بره‌های از شیرگیری شده و تعداد بره‌های از شیرگیری شده معطوف کرد. با استفاده از DIC مدل چهار (با درنظر گرفتن اثر مادری و کواریانس متقابل) به عنوان بهترین مدل شناخته شد. در نظر نگرفتن عوامل مادری برای صفت دوقلوزایی درمدل سبب اریبی برآوردها و بیش از حد برآورد شدن ضریب وراثت‌پذیری افزایشی می‌گردد. همچنین بزرگتر بودن وراثت‌پذیری مادری برآورد شده نسبت به مقادیر برآورد شده برای وراثت پذیری افزایشی، ناشی از تأثیر زیاد اثرات مادری بر روی صفت دوقلوزایی در گوسفندان ماکوئی است.

سپاسگزاری

از همکاری‌های جناب آقای شجاع جعفری مسئوول محترم مرکز اصلاح نژاد گوسفندان نژاد ماکوئی شهرستان ارومیه در

تهیه و جمع‌آوری داده‌های این تحقیق صمیمانه تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

پژمان، ل.، و زمانی، پ.، ۱۳۹۱. برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی برخی صفات تولیدمثلی در گوسفند نژاد مهربان با کمک مدل‌های تک متغیره، نشریه پژوهش‌های علوم دامی. شماره ۳، صفحات ۳۵-۲۷.

خالداری، م.۱۳۸۷. اصول پرورش گوسفند و بز، سازمان انتشارات جهاد دانشگاهی واحد تهران.

لطیفی، م.، علیجانی، ص.، تقی‌زاده، ا.، و مقدم، غ.، ۱۳۹۲. مقایسه مدل‌های مختلف در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت چندقلوزایی با روش بیزی در گوسفند مهربانی. مجله پژوهش در نشخوارکنندگان. جلد اول، صفحات ۱۲-۱.

Alijani, S., 2009. Major genes detection in farm animals using Bayesian statistical methods and genetic markers. Thesis,Tehran University, Faculty of Agriculture, Karaj.

Altarriba, J., Varona, L., Garcia-Cortes, L. A. and Moreno, C., 1998. Bayesian inference of variance components for litter size in Rasa Aragonesa sheep. Journal of Animal Science. 76: 23-28.

Blasco, A., 2001. The Bayesian controversy in animal breeding. Journal of Animal Science.79:2023-2049.

Cassellas, J., Caja, J., 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. Journal of Animal Science.85: 625–631.

Ekiz, B., Ozcan, M. and Yilmaz, A., 2005. Estimation of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish merino (Karacabey merino). Turkish Journal of Veterinary Animal Science. 29:557-564.

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. Journal of Agricultural Science. 148: 363-370.

Gianola, D. and J, L. Foulley., 1983. Sire evaluation for ordered categorical data with a threshold model. Journal of Genetics Selection Evolution. 15:201–224.

Gianola, D., 1982. Theory and analysis of threshold character. Journal of Animal Science. 98: 1079-1096.

Hagger, H., 2002. Multitrait and repeatability estimates of random effects on litter size in sheep. Journal of Animal Science. 74: 209-216.

Kaps, M. and Lamberson, W. R., (2009). Biostatistics for animal science. CABI.

Mekkawy, W., Rohe, R., Lewis, R. M., Davis, M. H., Bunger, I., Simm, G. and Hareisign, W., 2010. Comparison of repeatability and multiple trait threshold models in sheep using observed and simulated data in Bayesian analyses. Journal of Animal Breeding and Genetics. 127: 261-271.

Misztal, I., Tsuruta, S., Strabel, T., Auvray, B., Druet, T. and Lee, D. H., (2002). BLUPF90 and related programs (BGF90). In Proceedings of the 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Montpellier, France, August, 2002. Session 28. (pp. 1-2). Institut National de la Recherche Agronomique (INRA).

Mokhtari, M. S., Rashidi, A. and Esmailzadeh, A. K., 2010. Estimation of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. Journal of Small Ruminant Research. 88: 27-31.

Mrode, R. A., 2005. Linear model for the prediction of animal breeding values. CAB international.

Rosati, A., Mousa, E., Van Vleck, L. D. and Young, L. D., 2002. Genetic parameters of reproductive traits in sheep. Journal of Small Ruminant Research. 43:65-74.

Safari, E. N., Forgarty, M. and Gilmour, A. R., 2005. A review of genetic parameters estimates for wool, growth, meat and reproduction trait in sheep. Journal of Livestock Production Science. 92:271-289.

Sargolzae, M., 1381. Pedigree, User Guide. Department of Animal and Genetic, Animal Science Research Institute. Karaj. Iran.

SAS, User Guide. Statistics, version 9.1.3 .Edition 2005. SAS Institute, Inc. Cray, Nc.

Vatankhah, M. and Talebi, M. A., 2008. Heritability estimate and correlation between production and reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep in Iran. South African Journal of Animal Science. 38:110-118.

Wright, S., 1934. An analysis of variability in number of digits in an inbred strain of Guinea pigs. Journal of Genetics. 19: 506−536.