دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشهای تولیدات دامی

تحلیل بیزی فراسنجه‌های ژنتیکی صفات جفت‌ماندگی و سخت‌زایی در گاوداری فکا

سید امین مرتضوی[۱]، مصطفی قادری زفره‌ئی[۲]، آزاده ترابی[۳]، کلثوم امیری زاخت[۴] و فرهاد صمدیان[۵]

۱- دانشجوی دکتری، گروه علوم دامی، دانشگاه کردستان
۲- استادیار، گروه علوم دامی، دانشگاه یاسوج، (نویسنده مسوول: mghaderi@yu.ac.ir,mosmos741@yahoo.com)
۳- استادیار، گروه کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران
۴- دانش‌آموخته کارشناسی، دانشگاه شیراز
۵- استادیار، گروه علوم دامی، دانشگاه یاسوج

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۵/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۲۶

چکیده

هدف از این پژوهش، برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات جفت‌ماندگی و سخت‌زایی در گاوداری شرکت فکا بود. سازه‌های غیر ژنتیکی موثر بر این صفات با استفاده از رگرسیون لجستیک در رویه‌ی GENMOD نرم‌افزار SAS نسخه ۹/۱ بررسی شدند. برای ارزیابی‌های ژنتیکی از پنج مدل بیزی حد آستانه‌ای رکوردهای تکرار شده و یک مدل بیزی دو صفتی استفاده شد. فراسنجه‌های ژنتیکی مدل‌ها با استفاده از روش نمونه‌گیری گیبس موجود در نرم‌افزار THRGIBBS1F90B به‌دست آمدند. نتایج نشان‌داد که فصل و سال زایش روی جفت‌ماندگی اثر معنی‌داری داشتند و همچنین اثر سال زایش بر سخت‌زایی معنی‌دار بود. برای هر دو صفت مورد بررسی، بهترین مدل برازش یافته بر اساس معیار DIC انتخاب شد. وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی، اثر ژنتیکی مادری، اثر محیطی دایم حیوان و تکرارپذیری حاصله از بهترین مدل آماری ژنتیکی برازش داده شده بر روی رکوردهای تکرار شده صفت جفت‌ماندگی به‌ترتیب (۰/۰۰۲)۰/۱۵، (۰/۰۰۷)۰/۰۳، (۰/۰۱)۰/۱٤ و (۰/۰۲)۰/۲۹ به‌دست آمدند، در حالی که این مقادیر در تحلیل چند صفته به‌ترتیب، (۰/۰۰۳)۰/۰۰۵، (۰/۰۳۰)۰/۰۰۱، (۰/۰۰۱)۰/۰۰۲، (۰/۰۰۲)۰/۰۰۸ برآورد شدند. فراسنجه‌های یاد شده در تحلیل حاصل از بهترین مدل آماری ژنتیکی برازش یافته روی رکوردهای تکرار شده صفت سخت‌زایی ترتیب به‌ترتیب (۰/۰۰۱)۰/۰۳، (۰/۰۲) ۰/۰۲، (۰/۰۰۳) ۰/۲۷ و (۰/۰۱) ۰/۳۰ به‌دست آمدند، در حالی که در تحلیل چند صفت سخت‌زایی، این مقادیر به‌ترتیب به صورت (۰/۰۱)۰/۰۰۳ ، (۰/۰۰۲)۰/۰۰۵، (۰/۰۰۱)۰/۰۰٤، (۰/۰۰۲)۰/۰۰۷ برآورد شدند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌داد که با توجه به اهمیت اقتصادی این دو صفت در سودآوری گاوداری فکا و از سوی دیگر، برآوردهای ناچیز وراثت‌پذیری مستقیم و مادری و با توجه به همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی (۰/٤۱)، ژنتیک مادری (۰/۱۸)، فنوتیپی (۰/۵۵) ، محیطی (۰/۵۸) و محیطی دایم (۰/۸۱) ، باید روی مدیریت اثر سازه‌های محیطی در این صفات تمرکز ویژه‌ای داشت. در این راستا، انتظار نمی‌رود که تمرکز روی مدیریت ژنتیکی مستقیم و مادری، در صفات یاد شده مثمر ثمر باشد.

واژه‌های کلیدی: جفت‌ماندگی، سخت‌زایی، فراسنجه‌های ژنتیکی، صفات آستانه‌ای، روش بیزی، گاو شیری

مقدمه

در گذشته بهبود ژنتیکی گاو شیری بیشتر بر افزایش تولید شیر، چربی و پروتئین شیر تاکید داشت؛ اما در حال حاضر با توجه به کاهش قیمت، هدف انتخاب تغییر کرده و بیشتر بر صفاتی متمرکز شده است که به آن‌ها صفات عملکردی یا ثانویه می‌گویند. سخت‌زایی و جفت‌ماندگی از مهم‌ترین صفات اقتصادی ثانویه‌ای محسوب می‌شوند که هم از نظر اقتصادی و هم از نظر رفاه حیوان بسیار حائز اهمیت می‌باشند (۱۸،۱۳). سخت‌زایی به‌عنوان تاخیر در زایمان یا زایمان مشکل تعریف شده است و در گاوهای شیری بیشتر در دوره شیردهی اول بروز می‌کند (۱۷،۳) و ممکن است به مرده‌زایی و حذف گاو منجر شود (۳،۲۳). سخت‌زایی در گاوهای شکم زایش اول که تجربه سزارین دارند بیشتر می باشد (۱۰). این ناهنجاری به سبب افزایش هزینه‌های مستقیم (دامپزشکی، مرگ گاو و گوساله) و هزینه‌های غیرمستقیم (کاهش عملکرد تولید مثل، کاهش تولید شیر)، اهمیت اقتصادی زیادی دارد (۵،۶،۱۸). میزان کمک در حین زایش نشان‌دهنده‌ی میزان سخت‌زایی است و معمولاً سخت‌زایی بر اساس امتیازدهی ۱ تا ۵ (بدون نیاز به کمک، با کمک یک کارگر، کمک حداقل دو کارگر، استفاده از سایر نیروها، سزارین) سنجیده می‌شود (۴۰). در بعضی از کشورهای اسکاندیناوی دامنه امتیازدهی از ۱ تا ۳ و در ایالات متحده امریکا از ۱ تا ۵ در نظر گرفته می‌شود (۱۸،۶). احتمال حذف گاو در اثر سخت‌زایی با توجه به دوره شیردهی و درجه سخت‌زایی، متفاوت است و با توجه به افزایش درجه سخت زایی احتمال کاهش کارایی تولیدمثلی و احتمال حذف بیشتر می‌شود (۱۱). احتمال بروز سخت‌زایی در گله‌هایی با اندازه کوچک و در گاوهای کم‌تولید و چند شکم زایش کرده بیشتر است (۱۱). عفونت رحمی، جفت‌ماندگی و مرده‌زایی در گاوهای سخت‌زا بیشتر است و این سازه‌ها می‌توانند از دلایل اصلی کاهش طول عمر تولیدی حیوان باشند (۱۷،۲۵،۴۰). وقوع سخت‌زایی را می‌توان با مدیریت مناسب و گزینش ژنتیکی کاهش داد (۱۸،۲۳). خسارت ناشی از سخت‌زایی به‌طور میانگین به ازای هر تلیسه و گاو به ترتیب ۲۹ و ۱۰ دلار برآورد شده است (۱۰،۱۱،۱۲). وزن گوساله مهم‌ترین سازه در بروز سخت‌زایی گزارش شده است که سازه‌های زیادی مثل وراثت، جنسیت و طول دوره آبستنی روی آن تاثیر می‌گذارند (۱۵،۲). پژوهشی روی گاوهای هلشتاین امریکا نشان داد که به‌ازای هر یک کیلوگرم افزایش در وزن تولد، احتمال سخت‌زایی تا ۱۳ درصد افزایش می‌یابد (۱۵). گزارش شده که در هلشتاین ایران ۸/۸۴ درصد از گوساله‌های ماده و ۱۲/۵ درصد از گوساله نر به کمک نیاز داشتند و خطر سخت‌زایی برای دوقلوهای هر دو نر، یکی نر و

یکی ماده و هر دو ماده به‌ترتیب ۳۳، ۴۳، ۳۸ درصد نسبت به تک‌قلو بود (۱). جفت‌ماندگی نیز صفتی ثانویه است که به‌عنوان یکی از سازه‌های تاثیرگذار بر سلامت دام ممکن است منجر به کاهش باروری، کاهش تولید شیر و باقی‌ماندن آلودگی در رحم شود که مورد اخیر بر عملکرد رحم و تخمدان آثار مخرب مستقیمی دارد (۳۴). جفت‌ماندگی باعث تاخیر در جمع شدن رحم، افزایش فاصله زایمان تا نخستین تلقیح (۳۵)، افزایش شمار تلقیح به‌ازای آبستنی و افزایش روزهای باز می‌شود (۲۲). جفت‌ماندگی معمولاً به هر گونه اختلالی می‌گویند که منجر به ممانعت از خروج جفت در طی ۶ تا ۲۴ ساعت اول بعد از زایمان گردد (۳۶،۸). این بیماری خطر ابتلا به کتوز، ورم پستان، متریت و اندومتریت را نیز افزایش می‌دهد (۴،۲۴). در گاوهای سالم و طبیعی جفت در یک ساعت اول بعد زایمان و یا در طی اندک‌زمانی بیشتر از رحم خارج می‌شود. جفت‌ماندگی در تلیسه‌ها و گاوهای مسن متداول است. جفت‌ماندگی در گاوهای دوقلوزا نیز وجود دارد، و به‌طور کلی در ۱۰ تا ۱۵ درصد زایمان‌ها بروز می‌کند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که بروز جفت‌ماندگی ناشی از بروز سخت‌زایی است و باید برای بررسی بروز جفت‌ماندگی توجه بیشتری به بروز سخت‌زایی داشت. با توجه به این که همبستگی‌های ژنوتیپی و فنوتیپی بین صفات تولیدی و تولیدمثلی نامطلوب می‌باشند، عدم توجه کافی به صفات تولیدمثلی در گاوهای شیری باعث شده است که در اکثر کشورها علت عمده حذف اجباری در گله‌ها، کاهش بازده تولید مثلی باشد (۲۰،۲۱). گزارش شده که ارزش اقتصادی مطلق (به ازای یک گاو در یک دوره شیردهی) و خالص (به ازای یک گاو در سال) برای سخت‌زایی مستقیم به‌ترتیب ۲۷۸۰۰- و ۱۴۲۰۰- ریال و برای سخت‌زایی مادری هر دو ۲۸۰۰- ریال بوده است که علامت منفی نشان‌دهنده کاهش در سودآوری با افزایش سطح صفت می‌باشد (۳۱). در پژوهشی دیگر ضریب اقتصادی مطلق و وزن اقتصادی مطلق برای سخت‌زایی در گاوهای پر تولید به ترتیب ۶۷۸۰۰- و ۳۳۸۹۹۹- ریال برآورد شد (۳۸).

برخی از صفات اقتصادی در اصلاح دام، نظیر سخت‌زایی و دوقلوزایی و جفت‌ماندگی فنوتیپ گسسته و آستانه‌ایی دارند. برای تحلیل ژنتیکی صفات آستانه‌ای از مدل‌های خطی و غیرخطی استفاده شده، اما به‌علت ماهیت خاص این نوع صفات، استفاده از مدل‌های آستانه‌ای اولویت دارد. یکی از تکنیک‌های متداول استخراج فراسنجه‌های ژنتیکی در مدل با روش‌های بیزی، استفاده از تکنیک‌های مونت کارلو مثل نمونه‌گیری گیبس است. روش بیزی با استفاده از تکنیک‌های مونت کارلو (۱۹،۴۰) باعث می‌شود که اجرای مدل‌های آستانه‌ای-خطی کمابیش آسان شود و برآورد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله نمونه‌گیری‌های متعدد به‌دست آید. همچنین گسترش این مدل‌ها به‌مدل‌هایی که دارای چندین صفت آستانه‌ای هستند، آسان است؛ ولی نمونه‌گیری زیاد برای افزایش صحت اجزای واریانس برآورد شده منجر به افزایش هزینه‌های محاسبات می‌شود. در استنباط بیزی هدف این است که میزان عدم قطعیت در مورد مقدار حقیقی فراسنجه با استفاده از احتمال توضیح داده شود. این احتمال میزانی برای قطعیت در مورد فراسنجه می‌باشد (۲۸). با توجه به مضرات و پیامدهای سنگین اقتصادی بیان شده‌ی سخت‌زایی و جفت‌ماندگی بر سودآوری گله‌های گاو شیری و همچنین فقدان بررسی جامع ژنتیکی دو بیماری، هدف از این پژوهش ارزیابی و بررسی ژنتیکی این دو اختلال تولیدمثلی مهم با استفاده از مدل‌های بیزی حد آستانه در گاوداری فکا بود.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش از ۳۱۱۵۳ رکورد جفت‌ماندگی و درجه سخت‌زایی گاوهای هلشتاین مربوط به شرکت فکا اصفهان که از تاریخ ۱۳۷۰ الی اول ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. ویرایش‌های انجام شده بر روی داده بدین شکل بود: حداکثر شکم زایش ۱۴ شکم بود که به‌دلیل اطلاعات خیلی کم و ناقص، شکم‌های زایش بالاتر از شش شکم از مجموعه داده‌ها حذف شدند. برای صفت جفت‌ماندگی عدد ۱ برای حالت طبیعی و عدد ۲ برای جفت‌ماندگی اختصاص داده شد. همچنین برای صفت سخت‌زایی عدد ۱ برای زایش طبیعی و بدون کمک و عدد ۲ برای زایش با کمک دام‌دار و بدون صدمه به گاو به‌کار رفت. به‌دلیل تعداد خیلی کم رکوردها در درجات بالاتر سخت‌زایی ۳، ۴ و ۵ (عدد ۳ با کمک زیاد و صدمات کم، عدد ۴ با کمک زیاد و صدمات زیاد و ۵ سزارین)، این رکوردها در نهایت از مجموعه‌ی داده‌ها حذف شدند. همچنین برای کنکاش بیشتر، در ابتدا صفات دوقلوزایی و مرده‌زایی در این پژوهش در نظر گرفته شدند که در نهایت پس از بررسی‌های اولیه و آگاهی از میزان بروز خیلی پایین سطوح مختلف این صفات در گله، این رکوردها نیز از تحلیل‌ها حذف شدند.

کنکاش کامل شجره مورد استفاده در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CFC (۲۸) انجام شد. به‌منظور یافتن مدل آماری مناسب و شناسایی اثرات ثابت تأثیرگذار بر صفات یاد شده و با توجه به حالت گسسته این صفات، از رگرسیون لجستیک رویه GENMOD نرم‌افزار SAS 9.1 (۲۹) استفاده شد. اثرات مورد بررسی برای آزمون معنی‌داری شامل اثرات فصل زایش، سال زایش، شکم زایش، سن در هنگام زایش بودند. سن مادر هنگام زایش و تولید شیر ۳۰۵ روز به‌عنوان متغیر کمکی در مدل مربوطه برای ارزیابی ژنتیکی هر دو صفت سخت زایی و جفت ماندگی وارد شدند. برای صفت سخت زایی به‌طور ویژه انتظار می‌رود که جنسیت گوساله در بروز این صفت نقش داشته باشد، لذا منطقی است که اثر جنسیت گوساله در مدل‌ها به‌صورت اثر ثابت در نظر گرفته شود. متأسفانه در پژوهش حاضر به رکوردهای جنسیت گوساله دسترسی نداشتیم چرا که تنها داده‌های زایش گاوهای ماده در دسترس بودند که در آن اطلاعاتی از جنسیت گوساله وجود نداشت، بر این اساس اثر جنسیت در مدل‌ها وارد نشد. از ۵ مدل آستانه‌ای تکرارپذیری برای یافتن مولفه‌های

واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات مذکور با استفاده از نرم‌افزار THRGIBBS1F90B (۲۶) استفاده شد. مدل‌های آماری مورد استفاده به صورت زیر بودند (۲۹):

Model 1 $y = Xb + Z_1a + Z_3pe + e$
Model 2 $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e\ cov(a,m) = 0$
Model 3 $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e\ cov\ (a,m) = A\sigma_{am}$
Model 4 $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e\ cov(a,m) = 0$
Model 5 $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e\ \ cov\ (a,m) = A\sigma_{am}$

که در مدل‌های بالا، y: متغیر پشت صحنه نامریی، b: بردار اثرات ثابت (برای صفت جفت‌ماندگی شامل اثرات فصل و سال زایش و برای صفت درجه سخت‌زایی اثرسال زایش)، a، m و pe: هم بردار اثرات ژنتیکی مستقیم، اثرات ژنتیکی مادری و اثرات محیط دایمی حیوان می‌باشد. X، Z_1 ، Z_2 و Z_3: ماتریس‌های متناظر با بردارهای b، a، m و pe: می‌باشند. e: هم بردار اثرات باقیمانده است. تعداد کل نمونه‌های مورد استفاده ۲۰۰۰۰۰ نمونه بود. ۱۰۰۰۰ نمونه اولی به‌عنوان دوره قلق‌گیری[1] حذف شدند و فواصل بین نمونه‌گیری ۱۰۰ در نظر گرفته شد. برای مدل‌های آماری ژنتیکی مورد استفاده، مفروضات مورد استفاده به شرح زیر بودند(۲۹):

$E(y)= X\beta$ with $u \sim(0,\sigma_a^2 G)$, $m\sim(0,\sigma_m^2 G)$, $pe \sim(0, \sigma_{pe}^2 I)$,$p \sim (0, \sigma_p^2 I)$ and $e \sim(0, \sigma_e^2 I)$

که در آن، G ماتریس واریانس و کواریانس اثرات ژنتیکی و I ماتریس واحد می‌باشد. همچنین در این پژوهش برای برآورد همبستگی ژنتیکی بین صفات، از مدل آماری دوصفته استفاده شد. مدل آماری مورد استفاده در تحلیل دو صفته، مدل شماره پنج مورد استفاده در تحلیل یک صفته بود، چون که برازش بهتری روی داده‌ها نشان داد. تعداد نمونه، دوره قلق‌گیری و فواصل نمونه‌گیری، روش برآورد و فرضیات مورد استفاده در این مدل آماری، مشابه با مدل تک متغیره (مدل شماره پنج) بود. برای محاسبه همبستگی فنوتیپی بین صفات مورد مطالعه از رویه همبستگی اسپیرمن و با استفاده از نرم‌افزار SAS ۹,۱ استفاده شد و معنی‌داری در سطح ۵ درصد مورد بررسی قرار گرفت. همبستگی ژنتیکی با استفاده از فرمول زیر محاسبه شد.

$$r_g = Cov_g(i * j) / \sqrt{(Var_g(i * i) \times Var_g(j * j)}$$

که در آن $Cov_{g(i*j)}$ کواریانس ژنتیکی و $Var_{g(i*i)}$ واریانس ژنتیکی افزایشی صفات مورد پژوهش بود. برای محاسبه واریانس فنوتیپی از فرمول

$$\sigma_p^2 = \sigma_a^2 + (\sigma_{pe}^2 + \sigma_m^2) + \sigma_e^2,$$

برای وراثت‌پذیری از فرمول:

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2+\sigma_e^2+(\sigma_{pe}^2+\sigma_m^2)},$$

محاسبه اثر ژنتیکی مادری از فرمول:

$$\frac{\sigma_m^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2 + (\sigma_{pe}^2 + \sigma_m^2)}$$

برای محاسبه‌ی اثر محیط دایم از فرمول:

$$c^2 = \frac{\sigma_{pe}^2}{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2 + \sigma_e^2}$$

و برای تکرارپذیری صفات مورد پژوهش از فرمول:

$$r = \frac{\sigma_a^2+\sigma_{pe}^2}{\sigma_a^2+\sigma_{pe}^2+\sigma_e^2}$$

استفاده شد. برای ارزیابی کارایی مدل‌های آستانه‌ای در تجزیه و تحلیل صفات مورد نظر، از فرمول معیار میزان انحراف (DIC) که معیاری برای مقایسه بین دو مدل آماری است، استفاده شد. افزون بر محاسبه مقادیر اجزای واریانس توسط نرم‌افزار Thrgibbs1f90، این نرم‌افزار معیار میزان DIC را نیز محاسبه می‌کند (۲۸). به‌طورکلی معیار DIC به‌صورت ذیل:

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

محاسبه می‌شود که در آن، y: مشاهدات، θ: فراسنجه‌های ناشناخته مدل، $p(y|\theta)$ تابع درستنمایی، c: ثابتی که در مقایسه مدل‌های مختلف حذف می‌شود. هم‌چنین امید ریاضی D برابر است با: $E(D(\theta)) = \bar{D}$ که هر چه مقدار D کمتر باشد مدل مناسب‌تر است. تعداد فراسنجه‌های موثر در مدل از طریق $PD = \bar{D} - D(\bar{\theta}) = \bar{D}$ 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 (۲۸).

نتایج و بحث

خلاصه شجره مورد استفاده به شرح زیر بود: تعداد کل افراد ۱۶۰۸۶، تعداد کل افراد همخون ۱ فرد، تعداد کل پدر و مادر به‌ترتیب ۷۹۱ و ۸۴۲۰ نفر، تعداد افراد دارای نتاج و بدون نتاج به‌ترتیب ۹۲۱۱ و ۶۸۷۵ و تعداد فرزندان پدرها و مادرها نیز به‌ترتیب ۱۴۰۶۷ و ۱۳۸۱۹ نفر بود؛ همچنین تعداد افراد بنیانگذار ۲۰۱۹ نفر بود که دارای ۱۴۰۶۶ نتاج و ۷۹۰ پدر و ۸۳۴ مادر بودند. ۲۱۴ گروه تنی تشخیص داده شد که حداکثر اندازه خانواده‌ای ۲/۰۵۶۰۷ نفر را داشتند که حداکثر و حداقل اندازه خانواده به‌ترتیب ۵ و ۲ نفر بود. همان‌طور که از عنوان این پژوهش مشخص است، داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از گاوداری فکا به دست آمدند. خلاصه آمار توصیفی صفات مورد پژوهش در جدول ۱ نشان داده شده است. ما از داده‌های اختلالات تولیدمثلی مربوط به شش شکم زایش استفاده کردیم. همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، با

افـزایش شـکم زایـش، تعـداد رکوردهـا کـاهش یافتـه‌اسـت (از ۱۰۵۰۳ رکورد در شکم اول تا ۱۳۰۹ رکورد در شکم ششم زایش برای هر دو صفت) که این کاهش رونـد مـی‌توانـد بـه دلیل بروز بیماری‌ها، حذف اختیاری و یا اجباری گاوها در گلـه فکـا باشـد. در ایـن جـدول درصـد وقـوع سـخت‌زایـی و جفت‌ماندگی برای تماس شکم زایش، سن مادر هنگام زایـش و فصل زایش موجود است. روند منظمی برای میـزان درصـد وقوع دو صفت نامبرده با افـزایش سـن زایـش مـادر و فصـل زایش وجود ندارد. با این حال کمترین و بیشترین درصد وقوع جفت ماندگی(۳۳٪ و ۵۰٪) بـه‌ترتیـب در سـن زایـش دوم و سـوم و بـه‌ترتیـب در فصـول تابسـتان و بهـار (۴۶٪و ۵۱٪) مشاهده شد. برای صفت سخت زایـی ایـن مقـدار بـه‌ترتیـب (زایش ششم) ٪۶۰ و ۳۳٪ (اولین زایـش) مشـاهده شـد. هـم چنین بالاترین و پایین‌ترین درصد وقوع سخت‌زایی در فصول پـاییز (۴۸٪) و زمسـتان (۵۴٪) مشـاهده شـد. فراوانـی جفت‌ماندگی در گاوهای قرمز نروژ در شکم زایـش اول ۱/۵٪ گزارش شد، همچنین فراوانی این صفت در گاوهای هلشـتاین نروژی در پنج زایش نخست از ۱/۳٪ به ۳/۴٪ افزایش یافـت (۱۳). فراوانی اختلالات مرتبط با باروری در گاوهای هلشتاین ایران بالا گزارش شده است، فراوانی جفـت‌مانـدگی در شـکم زایش اول تا سوم به‌ترتیب ۳/۵٪، ۵/۱٪ و ۶/۹٪ گزارش شده است (۱۴). فیلپسون (۳۰) نرخ حذف ۳/۵٪ را بـرای گاوهـای سوئدی سخت‌زا گزارش کرد. همچنـین گـزارش شـده خطـر حذف پس از سخت‌زایی و یا بعـد از سـزارین، ۱۸٪ بـالاتر از زایمان‌های بدون کمک بوده و در گاوهای دوره شیردهی اول، احتمال حذف در اثر سخت‌زایی بیش از ۱۸٪ بوده است (۱۷). همچنین نتیجه بررسی اثرات ثابت نشان داد که بـرای صـفت جفت‌ماندگی تنها اثر فصل و سال زایش تـاثیر گـذار بـود امـا برای صفت سخت‌زایی تنهـا اثـر سـال زایـش معنـی‌دار بـود.

جدول ۱- آمار توصیفی صفات جفت‌ماندگی و سخت‌زایی در گاوداری فکا

Table 1. Descriptive Statistics of Retained Placenta and Dystocia Traits in Foka Dairy Farm

صفت	شکم زایش	تعداد رکورد	وقوع (٪)	سن زایش	تعداد رکورد	درصد وقوع	فصل زایش	تعداد رکورد	درصد وقوع
جفت‌ماندگی	اول	۱۰۵۰۳	۴۸	۲	۲۵۲۷	۳۳	بهار	۵۹۲۱	۵۱
	دوم	۷۸۶۱	۴۳	۳	۹۲۲۵	۵۲	تابستان	۸۷۵۵	۴۶
	سوم	۵۴۶۸	۴۴	۴	۶۹۲۹	۴۸	پاییز	۸۸۱۴	۴۷
	چهارم	۳۶۹۲	۴۹	۵	۴۹۱۱	۴۸	زمستان	۷۵۸۶	۵۳
	پنجم	۲۲۴۳	۴۷	۶	۳۴۷۲	۵۰			
	ششم	۱۳۰۹	۴۸	۷	۲۳۰۷	۴۹			
	میانگین کل	۳۱۱۵۳	۴۶/۵	۸	۱۷۰۵	۵۳			
صفت	شکم زایش	تعداد رکورد	وقوع (٪)	سن زایش	تعداد رکورد	درصد وقوع	فصل زایش	تعداد رکورد	درصد وقوع
سخت‌زایی	اول	۱۰۵۰۳	۴۹	۲	۲۵۲۷	۳۹	بهار	۵۹۲۱	۵۲
	دوم	۷۸۶۱	۵۰	۳	۹۲۲۵	۵۷	تابستان	۸۷۵۵	۴۹
	سوم	۵۴۶۸	۵۴	۴	۶۹۲۹	۵۵	پاییز	۸۸۱۴	۴۸
	چهارم	۳۶۹۲	۵۸	۵	۴۹۱۱	۵۷	زمستان	۷۵۸۶	۵۴
	پنجم	۲۲۴۳	۶۴	۶	۳۴۷۲	۵۸			
	ششم	۱۳۰۹	۶۷	۷	۲۳۰۷	۶۰			
	میانگین کل	۳۱۱۵۹	۵۷	۸	۱۷۰۵	۶۵			

صفت جفت‌ماندگی

از آن‌جایی‌که اختلالات تولیدمثلی- مثل جفـت‌مانـدگی و درجه سخت‌زایی از جمله صفات قابل انـدازه‌گیـری بلافاصـله پس از تولد هستند و از سـازه‌هـای محیطـی، فیزیولـوژیکی و ژنتیکی مختلفی (ژنتیکی مستقیم، ژنتیک مادری و اثر محـیط دایمی حیوان) تاثیر می‌پذیرند، همچنین با توجه بـه ایـن کـه دامنه‌ی وراثـت‌پـذیری‌هـای گـزارش شـده بـرای اخـتلالات تولیدمثلی زیاد اسـت، از اینـرو بـرای بـرآورد فراسـنجه‌هـای ژنتیکی و ارزیابی تأثیر عوامل مختلف بـر ایـن صـفات مـورد بررسی در این پژوهش، از مدل‌های آماری مختلفـی اسـتفاده شد. نتایج حاصل از تحلیل ژنتیکـی صـفات جفـت‌مانـدگی و درجه سخت‌زایی در جدول ۲ ارایه شده است. واریانس ژنتیکی برآورد شده با استفاده از پنج مدل آماری رکوردهای تکرار شده ۰/۰۰۱ (مدل اول) تـا ۰/۰۰۵ (مـدل پـنجم) متغیـر بـود، کـه نشان‌دهنده‌ی ناچیز بودن مقادیر برآورد شده است (جـدول ۲). مقدار واریانس ژنتیکی مادری برآورد شـده بـرای ایـن صـفت اندکی کمتر از واریانس ژنتیکی افزایشـی بـود و بـه اسـتثنای مدل دوم (۰/۰۰۰۸)، مقادیر برآورد شده بـرای همـه مـدل‌هـا یکسان و ثابت برآورد شد (۰/۰۰۱). با استفاده از مدل پنجم و ششم مقدار واریانس اثر محیطی دایم ۰/۰۰۲ و بالاتر از مقدار واریانس ژنتیک مادری به‌دست آمد کـه ایـن حـاکی از متغیـر بودن اثـرات محیطـی دایمـی صـفت جفـت‌مانـدگی در گلـه گاوداری شرکت فکا است. مقدار وراثـت‌پـذیری بـرآورد شـده برای صفت جفت‌ماندگی ۰/۱۳ (مـدل اول) تـا ۰/۰۳۷ (مـدل پنجم) بدست آمد. خاطر نشان می‌شود که مـدل‌هـایی کـه در آن‌ها کواریانس بین اثرات ژنتیک افزایشی و مادری لحاظ شد (مدل‌های سه و پنج) به نسبت مدل‌های هم پایه خود و بدون لحاظ اثر کواریانس (مدل‌های دوم و چهارم)، بیشـترین مقـدار وراثت‌پذیری برآورد شده را از خود نشان دادنـد. بـا اسـتفاده از مدل شماره سه بیشترین مقدار اثـر ژنتیکـی مـادری (۰/۰۲۷) بدست آمـد. حـداقل (۰/۰۱۴) و حـداکثر (۰/۰۵۰) مقـدار اثـر مادری با استفاده از مدل‌های شماره پنج و یـک حاصـل شـد. میزان تکرار پذیری‌های برآورد شده در سطح پایین بـه دسـت آمـد کـه بیشـترین مقـدار بـا اسـتفاده از مـدل اول (مـدل تکرارپذیری) و کمترین مقدار با اسـتفاده از مـدل شـماره سـه (۰/۰۵۲) به دست آمد. با توجه بـه معیـار DIC بـرای صـفت جفت ماندگی و با توجه به جدول ۲ مدل‌ها شباهت نزدیکی از این لحاظ به همدیگر داشتند. مدل شماره ۵ (مدل حـاوی اثـر

ژنتیکی مستقیم، محیط دایمی حیوان و اثر مادری و با لحاظ کواریانس ژنتیکی بین اثر مستقیم و مادری)، به‌عنوان بهترین مدل شناخته شد. در این مدل با توجه به چهار مدل دیگر، بیشترین مقدار واریانس زنتیکی افزایشی را شاهد بودیم (۰/۰۰۵) که تاثیر خود را در مقدار بالاتر وراثت پذیری نسبت به سایر مدل‌ها نیز نشان داد (۰/۰۳۷). مقادیر برآورد شده وراثت پذیری، اثر ژنتیکی مادری، اثر محیط دایمی حیوان و تکرار پذیری برای بهترین مدل به ترتیب (۰/۰۰۲) ۰/۱۵، (۰/۰۰۷)۰۳ ۰/۰، (۰/۰۱) ۰/۱۴ و (۰/۰۲)۰/۲۹ حاصل شد. وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی در گاوهای شیری قرمز نروژ با استفاده از مدل آستانه‌ای پدری در شیردهی اول تا پنجم به‌ترتیب ۰/۱۰، ۰/۰۷، ۰/۱۴، ۰/۰۳، و ۰/۰۸ (۱۳)، و در پژوهش دیگری در سه زایش نخست به ترتیب ۰/۰۶، ۰/۰۷، ۰/۰۶، ۰/۰۳ برآورد شد (۱۴). وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی در گاوهای شیری هلشتاین کانادا با مدل‌های دومتغیره‌ی پدری، ۰/۰۲ گزارش شد (۱۶). همچنین وراثت پذیری جفت‌ماندگی در گاوهای هلشتاین ایران در شکم زایش اول، دوم و سوم با استفاده از مدل آستانه‌ای حیوانی به ترتیب ۰/۰۷، ۰/۰۸ و ۰/۰۸ برآورد شد (۱۴). این نتایج با نتایج پژوهش ما همخوانی دارد.

صفت سخت‌زایی

واریانس ژنتیکی برآورد شده برای صفت سخت‌زایی از ۰/۰۰۰ (مدل یک) تا ۰/۰۳ (مدل دو و سه) متغیر بود (جدول ۲). واریانس ژنتیکی به‌دست آمده برای صفت سخت‌زایی نسبت به جفت‌ماندگی بالاتر بود، که نشان‌دهنده پتانسیل ژنتیکی بیشتر این صفت برای پیشرفت ژنتیکی است (گرچه مقدار این فراسنجه در کل پایین است). همانند صفت جفت‌ماندگی میزان تنوع ژنتیکی در صفات مادری کمتر از میزان واریانس مستقیم ژنتیکی است و بیشترین مقدار واریانس مادری در مدل‌های دوم و سوم (۰/۰۰۱) دیده شد. در کل واریانس محیطی دایم بیشتر از واریانس مادری ظاهر شد، که در تمامی مدل‌ها به‌جز مدل یک (۰/۰۰۳) مقادیر برآورد شده برابر با صفت جفت‌ماندگی بود. وراثت‌پذیری برآورد شده بالاتر از مقادیر متناظر در صفت جفت‌ماندگی بود که حداکثر (۰/۰۵۱) و حداقل (۰/۰۰۹) به‌ترتیب برای مدل‌های سوم و چهارم به دست آمد. در مدل شماره چهار (۰/۰۰۹) و پنج (۰/۰۱۴) که در آن‌ها اثر محیطی دایم حیوان لحاظ شده بود، میزان وراثت‌پذیری کمتری برآورد شد که از لحاظ علمی منطقی و معتبر است.

میزان واریانس محیط دایمی حیوان نیز در دامنه ۰/۰۲۰ (مدل یک) تا ۰/۰۴۵ (مدل چهارم) متغیر بود. تکرارپذیری در تمامی مدل‌ها (مدل‌های شماره یک، چهار و پنج) مقداری مشابه و تقریبا ثابت (۰/۰۵۴) داشت. مقدار معیار DIC نشان داد که مدل ۵ (مدل حاوی اثرات ژنتیکی مستقیم، ژنتیکی مادری و اثر محیط دایمی حیوان)، بهترین مدل در آنالیز ژنتیکی صفت سخت‌زایی می‌تواند باشد.

جدول ۲- برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات جفت ماندگی و سخت‌زایی در گاوداری فکا

Table 2. Estimated Variance Components and Genetic Parameters of Retained Placenta and Dystocia Traits in Foka Dairy Farm

صفت	مدل	σ_a^2	σ_m^2	σ_{pe}^2	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	h_m^2	c^2	r	DIC
جفت ماندگی	۱	۰/۰۱		۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۰۹(۰/۰۰۱)		۰/۲۱(۰/۰۰۲)	۰/۲۸(۰/۰۴)	۶۸۵۷۹/۰۳
	۲	۰/۰۵	۰/۰۱		۰/۱۰	۰/۱۶	۰/۳۳(۰/۰۰۹)	۰/۳۶(۰/۰۰۸)			۶۸۳۳۴/۳۹
	۳	۰/۰۶	۰/۰۱		۰/۱۰	۰/۱۸	۰/۳۴(۰/۰۰۲)	۰/۴۲(۰/۰۰۵)			۶۸۳۵۱/۸۰
	۴	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۰۸(۰/۰۰۶)	۰/۰۱(۰/۰۴)	۰/۱۹(۰/۰۳)	۰/۲۷(۰/۰۵)	۶۸۰۸۲/۹۷
	۵	۰/۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۱۵(۰/۰۰۲)	۰/۰۳(۰/۰۰۷)	۰/۱۴(۰/۰۱)	۰/۲۹(۰/۰۲)	۶۸۰۷۸/۲۲
سخت زایی	۱	۰/۰۰		۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۳(۰/۰۰۱)		۰/۲۸(۰/۰۰۲)	۰/۳۱(۰/۰۰۱)	−۳۶۸۵۱/۸۵
	۲	۰/۰۳	۰/۰۰۱		۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۳۸(۰/۰۲)	۰/۰۴(۰/۰۳)			−۳۶۷۷۴/۷۴
	۳	۰/۰۳	۰/۰۱		۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۳۷(۰/۰۴)	۰/۱۲(۰/۰۳)			−۳۶۷۴۴/۵۷
	۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۴۵	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۲(۰/۰۲)	/۰۱۰(۰/۰۰۲)	۰/۲۸(۰/۰۰۴)	۰/۳۰(۰/۰۲)	−۳۶۸۹۵/۰۲
	۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۳(۰/۰۰۱)	۰/۰۲(۰/۰۲)	۰/۲۷(۰/۰۰۳)	۰/۳۰(۰/۰۱)	−۳۶۸۹۵/۸۱

میزان برآورد شده فراسنجه‌های وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری، اثر محیط دایمی حیوان و تکرارپذیری به‌ترتیب ۰/۰۳، ۰/۰۲، ۰/۲۷ و ۰/۳۰ به‌دست آمد. اریکسون و همکاران (۷) وراثت‌پذیری مستقیم سخت‌زایی را ۰/۱۱ تا ۰/۱۶ و برای اثر مادری ۰/۰۷ تا ۰/۱۲ برآورد کردند. وراثت‌پذیری مستقیم سخت‌زایی در دوره شیردهی اول و بالاتر به‌ترتیب ۰/۱۲ تا ۰/۲۷ و ۰/۰۶ تا ۰/۱۴ و وراثت‌پذیری مادری سخت‌زایی در دوره اول و بالاتر به‌ترتیب ۰/۱۲ تا ۰/۱۸ و ۰/۰۱ تا ۰/۰۷ گزارش شد که نشان‌دهنده بالا بودن هر دو وراثت‌پذیری در دوره شیردهی اول است (۳۹). ستایی مختاری و همکاران (۲۷) میزان وراثت‌پذیری برآوردی صفت سخت‌زایی را در یک گله از گاوهای هلشتاین را ۰/۰۴ برآورد نمودند. در پژوهشی مشابه از مدلی شامل اثرات ژنتیکی مستقیم، ژنتیکی مادری و محیط دایمی حیوان برای برآورد وراثت‌پذیری مستقیم صفت سخت‌زایی (۰/۰۴۱) و مادری (۰/۰۱۲) استفاده شد(۱۲).

تحلیل ژنتیکی دو صفتی

نتایج حاصل از برآورد همبستگی ژنتیکی و وراثت‌پذیری حاصل از مدل دو صفتی در جدول ۳ ارایه شده است. واریانس ژنتیکی صفت جفت‌ماندگی تقریبا ناچیز حاصل شد (۰/۰۰۰۱). و همچنین سایر مؤلفه‌های واریانس خیلی پایین‌تر از واریانس ژنتیکی افزایشی برآورد شد، به‌طوری که میزان واریانس اثرات محیطی دایم (۰/۰۵) بیشتر از میزان واریانس اثرات ژنتیکی مادری (۰/۰۰۱) برآورد شد. مقدار واریانس خطای برآورد شده نسبت واریانس فنوتیپی خیلی بالاتر بود، که بیان‌گر تنوع در میزان سایر اثرات سیستماتیک و غیرسیستماتیک مؤثر بر

جفت‌ماندگی است و پژوهش‌گران باید در پژوهش‌های بعدی خود توجه بیشتری به سایر سازه‌های محیطی داشته باشند. میزان وراثت‌پذیری برآورد شده (۰/۰۰۰۶) نیز خیلی ناچیز و پایین‌تر از مقادیر معمول خود در تحلیل‌های رکوردهای تکرار شده بودند با این حال از دیگر فراسنجه‌های برآورد شده هم‌چون وراثت‌پذیری مادری (۰/۰۰۴) و اثر محیطی دایم حیوان (۰/۰۷) نیز پایین‌تر بود. مقدار پایین وراثت‌پذیری مستقیم نشان‌دهنده اهمیت کم ژنتیک فرد در بروز صفت جفت‌ماندگی است. با این حال، تصحیح اثرات محیطی و به کارگیری عوامل مدیریتی در بهبود زایمان، شناخت صحیح فیزیولوژی دستگاه تولیدمثلی و رحم و نحوه خروج جفت در کاهش بروز اختلالات تولید مثلی نظیر جفت‌ماندگی مؤثر است. واریانس ژنتیکی برآورد شده برای صفت سخت‌زایی (۰/۰۰۱) خیلی بالاتر از میزان متناظر آن برای صفت جفت ماندگی برآورد شد (جدول ۳)، اما در تحلیل رکوردهای تکرار شده روند معکوسی را مشاهده کردیم. میزان تنوع در اثرات ژنتیکی مادری (۰/۰۰۱) پایین‌تر از محیطی دایم (۰/۰۵) بود. وراثت‌پذیری برآورد شده صفت سخت‌زایی (۰/۰۰۶) خیلی پایین‌تر از دیگر فراسنجه‌ها (۰/۰۰۴ برای اثرات ژنتیکی مادری و ۰/۰۷۹ برای اثرات محیطی دایم) بود که این حالت دقیقاً برعکس حالت مشاهده شده برای صفت جفت‌ماندگی است. با این حال با توجه به مقدار خیلی پایین برآورد شده، ژنتیک مادری و اثرات محیطی شناخته شده تاثیر بیشتری بر صفت سخت‌زایی دارند و نسبت به ژنتیک و پتانسیل برای کاهش بروز سخت‌زایی در گله بیشتر مورد توجه قرار گیرند (۳۹).

جدول ۳- برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات جفت‌ماندگی و سخت‌زایی با استفاده از مدل دو صفتی در گاوداری فکا
Table 3. Estimated Genetic Components and Parameters for Retained Placenta and Dystocia Traits in Foka Dairy Farm Using Bivariate Analysis

صفت	σ_a^2	σ_m^2	σ_{pe}^2	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	h_m^2	c^2	r
جفت‌ماندگی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۵۲	۰/۱۹۸	۰/۲۵۲	۰/۰۰۰۶(۰/۰۰۳)	۰/۰۰۴(۰/۰۳۰)	۰/۰۷۸(۰/۰۰۱)	۰/۷۸(۰/۰۰۲)
سخت‌زایی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۵	۰/۲۲	۰/۲۸	۰/۰۰۶(۰/۰۱)	۰/۰۰۴(۰/۰۰۲)	۰/۰۷۹(۰/۰۰۱)	۰/۰۷۹(۰/۰۰۲)

همبستگی	r_a	r_m	r_{pe}	r_e	r_p
جفت‌ماندگی – سخت‌زایی	۰/۰۴(۰/۰۱)*	۰/۳۸(۰/۰۲)*	۰/۵۸(۰/۰۳)*	۰/۵۵(۰/۰۴)*	۰/۵۸(۰/۰۳)*

r_a: همبستگی ژنتیکی، r_m: همبستگی ژنتیکی مادری، r_{pe}: همبستگی اثرات محیطی دایم، r_e: همبستگی محیطی، r_p: همبستگی فنوتیپی، *: معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ (P<۰/۰۵)

همبستگی‌های ژنتیکی متنوع (همبستگی ژنتیکی افزایشی، همبستگی ژنتیکی مادری، همبستگی محیط دایمی حیوان، همبستگی محیطی و همبستگی فنوتیپی) حاصل از آنالیز دو صفتی صفات جفت‌ماندگی و سخت‌زایی در جدول ۳ دیده می‌شود. همبستگی ژنتیکی به‌صورت ارتباط (ثابت و قابل اعتماد) بین ارزش‌های اصلاحی یک صفت با صفت دیگر است. میزان همبستگی ژنتیکی بین دو صفت مقدار خیلی پایینی (۰/۰۴) برآورد شد، که نشان‌گر بهبود ژنتیکی متوسط صفت جفت‌ماندگی در اثر بهبود صفت سخت‌زایی و در نتیجه اجرای برنامه‌های اصلاح نژادی است. همبستگی ژنتیکی مادری در حد متوسط (۰/۳۸) به‌دست آمد که نشان‌دهنده‌ی بهبود ژنتیکی اثر مادری و سازه‌های فیزیولوژیکی مثل اندازه رحم و نحوه‌ی قرارگیری جنین در آن، امید اندکی به بهبود این دو صفت وجود دارد. همبستگی اثر محیطی دایمی حیوان و میزان خیلی بالای برآورد شده برای آن (۰/۵۸) علاوه بر یکسان بودن اثرات محیطی دایم، تاثیر بالای این اثرات تاثیرگذار برای این دو صفت در گله‌های گاو شرکت فکا را نشان می‌دهد. در نتیجه میزان بالای همبستگی محیطی دایمی حیوان (۰/۵۸) و محیطی (۰/۵۵) نشان‌دهنده تأثیر عوامل محیطی و فنوتیپی بر صفات جفت‌ماندگی و سخت‌زایی است. همبستگی ژنتیکی بین صفت جفت‌ماندگی و سخت‌زایی در گاوهای هلشتاین کانادا ۰/۳۸ برآورد شد که این نتایج بیان می‌کند که، انتخاب برای کاهش اختلالات باروری موجب بهبود باروری گاوهای شیری می‌شود (۱۶). بعضی از پژوهش‌گران همبستگی این صفت را با سایر صفات هم‌چون وزن تولد محاسبه کردند (۲۷) که در آن همبستگی ژنتیکی افزایشی و مادری بین سخت‌زایی–وزن تولد را به ترتیب ۰/۴۳ و ۰/۴۷ برآورد نمودند (۲۷).

مؤلفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی برآورد شده همگی در سطح ناچیز و خیلی پایینی بودند که این خود نشان دهنده تأثیر زیاد اثرات محیطی و مدیریتی بر این دو صفت است. از آن جایی که همبستگی ژنتیکی بین دو صفت در حد متوسط برآورد شد و از سوی دیگر صفت جفت‌ماندگی تحت تاثیر سخت‌زایی است هر گونه عملیات اصلاح نژادی برای بهبود صفت سخت‌زایی می‌تواند سبب بهبود صفت جفت‌ماندگی در گله گاوداری فکا گردد. با این حال، این ارزیابی ژنتیکی در سطح جمعیت نشان داد که میزان خیلی بالای همبستگی‌های فنوتیپی و محیطی و میزان بالای همبستگی محیطی دایمی حیوان برای این دو صفت، ضرورت بهبود و توجه به اثرات محیطی و مدیریتی در این گله گاوداری را بیش از پیش آشکار می‌سازد. با توجه به میزان مثبت ولی خیلی پایین همبستگی ژنتیکی مادری، بهبود ژنتیکی مادری همچون افزایش ظرفیت رحم و غیره تاثیر به نسبت کمتری در میزان کاهش بروز سخت‌زایی و بالطبع جفت‌ماندگی در گله‌های گاو شیری فکا دارد.

تشکر و قدردانی

نویسندگان از آقای مهندس جلیل نژاد و خانم شریفی که با فراهم نمودن رکوردهای تولیدی و تولیدمثلی گاوداری فکا نقش مهمی در انجام این پژوهش ایفا نمودند صمیمانه تشکر و قدردانی می‌نماید.

منابع

1. Atashi, H., A.R. Abdolmohammadi, A. Asaadi, A. Akhlaghi, M. Dadpasand and Y. Jafari Ahangari. 2012. Using an incomplete gamma function to quantify the effect of dystocia on the lactation performance of Holstein dairy cows in Iran. Journal of dairy science, 95(5): 2718-2722.
2. Berry, D.P., J.M. Lee, K.A. Macdonald and J.R. Roche. 2007. Body condition score and body weight effects on dystocia and stillbirths and consequent effects on post calving performance. Journal of Dairy Science, 90(9): 4201-4211.
3. Bicalho, R.C.K.N., S.H. Galvao, R.O. Cheong and L.D. Gilbert. 2007. Effect of stillbirth on dam's survival and reproduction performance in Holstein dairy cows. Journal of Dairy Science, 90(6): 2797-2803.
4. Bruun, J., A.K. Ersbøll and L. Alban. 2002. Risk factors for metritis in Danish dairy cows. Preventive Veterinary Medicine, 54(2): 179-190.
5. De Maturana, E. López, A. Legarra, L. Varona and E. Ugarte. 2007. Analysis of fertility and dystocia in Holsteins using recursive models to handle censored and categorical data. Journal of Dairy Science, 90(4): 2012-2024.
6. Dekkers, J.C.M. 1994. Optimal breeding strategies for calving ease. Journal of Dairy Science, 77: 3441-3453.
7. Dematawena, C.M.B. and P.J. Berger. 1997. Effect of dystocia on yield, fertility, and cow losses and an economic evaluation of dystocia scores for Holsteins. Journal of Dairy Science, 80(4): 754-761.
8. Eriksson, S., A. Näsholm, K. Johansson and J. Philipsson. 2004. Genetic parameters for calving difficulty, stillbirth and birth weight for Hereford and Charolais at first and later parities. Journal of Animal Science, 82(2): 375-383.
9. Gaafar, H.M.A., S.H.M. Shamiah, A.A. Shitta and H.A.B. Ganah. 2010. Factors affecting retention of placenta and its influence on postpartum reproductive performance and milk production in Friesian cows. Slovak Journal of Animal Science, 43(1): 6-12.
10. Ghavi Hossein-Zadeh, N. 2014. Effect of dystocia on the productive performance and calf stillbirth in Iranian Holsteins. Journal of Agricultural Science and Technology, 16(1): 69-78.
11. Ghavi Hossein-Zadeh, N. 2016. Effect of dystocia on subsequent reproductive performance and functional longevity in Holstein cows Journal of Animal Physiology and Animal Nutrition, 100(5): 860-867.
12. Ghiasi, H., M. Khaldari and R. Taherkhani. 2014. Genetic parameters and calving ability index for direct and maternal calving difficulty and stillbirth in Iranian Holstein cows. Livestock Science, 165: 22-26.
13. Haugaard, K. and B. Heringstad. 2013. Genetic parameters for fertility related disorders in Norwegian Red. Interbull Bulletin, No. 47. 156-160 pp., Nantes, France.
14. Heringstad, B. 2010. Genetic analysis of fertility-related diseases and disorders in Norwegian Red cows. Journal of Dairy Science, 93(6): 2751-2756.
15. Hossein-Zadeh, N. and M. Ardalan. 2011. Bayesian estimates of genetic parameters for metritis, retained placenta, milk fever and clinical mastitis in Holstein dairy cows via Gibbs sampling. Research in Veterinary Science, 90(1): 146-149.
16. Johanson, J.M. and P.J. Berger. 2003. Birth weight as a predictor of calving ease and perinatal mortality in Holstein cattle. Journal of Dairy Science, 86(11): 3745-3755.
17. Koeck, A., F. Miglior, J. Jamrozik, D.F. Kelton and F.S. Schenkel. 2014. Genetic relationships of fertility disorders with reproductive traits in Canadian Holsteins. In 10th world congress on genetics applied to livestock production. 1-7 pp. Vancouver, Canada.
18. Lombard, J.E., F.B. Garry, S.M. Tomlinson and L.P. Garber. 2007. Impacts of dystocia on health and survival of dairy calves. Journal of Dairy Science, 90(4): 1751-1760.
19. Luo, M.F., P.J. Boettcher, L.R. Schaeffer and J.C.M. Dekkers. 2001. Bayesian inference for categorical traits with an application to variance component estimation. Journal of Dairy Science, 84(3): 694-704.
20. Marti, C.F. and D.A. Funk. 1994. Relationship between production and days open at different levels of herd production. Journal of Dairy Science, 77(6): 1682-1690.
21. McCarthy, S., B. Horan, P. Dillon, P. O'Connor, M. Rath and L. Shalloo. 2007. Economic comparison of divergent strains of Holstein-Friesian cows in various pasture-based production systems. Journal of Dairy Science, 90(3): 1493-1505.
22. McDougall, S. 2001. Effects of periparturient diseases and conditions on the reproductive performance of New Zealand dairy cows. New Zealand Veterinary Journal, 49(2): 60-67.
23. Meijering, A.1984. Dystocia and stillbirth in cattle-A review of causes, relations and implications. Livestock Production Science, 11(2): 143-177.
24. Melendez, P., G.A. Donovan, C.A. Risco, R. Littell and J.P. Goff. 2003. Effect of calcium-energy supplements on calving-related disorders, fertility and milk yield during the transition period in cows fed anionic diets. Theriogenology, 60(5): 843-854.
25. Meyer, C.L., P.J. Berger, K.J. Koehler, J.R. Thompson and C.G. Sattler. 2001. Phenotypic Trends in Incidence of Stillbirth for Holsteins in the United States. Journal of Dairy Science, 84(2): 515-523.
26. Misztal, I., S. Tsuruta, T. Strabel, B. Auvray, T. Druet and D.H. Lee. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). In Proceedings of the 7th world congress on genetics applied to livestock production, Montpellier, France.
27. Mokhtari, M.S., M. Moradi Shahrbabak, A. Nejati Javaremi and G.J.M. Rosa. 2015. Bayesian threshold-linear model for genetic evaluation of direct and maternal calving traits in Iranian primiparous Holstein cattle. Journal of Livestock Science and Technologies, 3(2): 39-49.

28. Mortazavi, A., S. Alijani, S.A. Rafat and H. Daghigh Kia.1393. Comparison of threshold models in estimating the genetic parameters of the litter size in Makuie sheep. Journal of livestock Research, 2(2): 47-53 (In Persian).
29. Mrode, R.A. and R. Thampson. 2014. Linear models for the prediction of animal breeding values. 3rd edn.CAB international Gutenberg Press Ltd.Tarxien, Malta.
30. Philipsson, J. 1976. Studies on calving difficulty, Stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds: IV. Relationships between calving performance, precalving body measurements and size of pelvic opening in Friesian heifers. Acta Agriculturae Scandinavica, 26(3): 221-229.
31. Sadeghi-Sefidmazgi, A., M. Moradi Shahrbabak, A. Nejati Javaremi, S.R. Miraei-Ashtiyani and P.R. Eymer. 2011. Estimation of economic values and financial losses associated with dystocia for Holstein dairy Cattle of Iran, Iranian Journal of Animal Science, 42(4): 345-353 (In Persian).
32. Sargolzae, M. 2002. Pedigree, User Guide Department of Animal and Genetic, Animal Science Research Institute.Karaj Iran In: Mohammadi, A., S. Alijani, S.A. Rafat, A. Taghizadeh and M. Buhloli. 2012. Comparison of fitting performance of polynomial functions in random regression model for test day milk yield in of Iranian Holstein dairy cattle. Research on Animal Production (Scientific and Research), 6: 46-63
33. SAS. 2005. Statistics analysis system user's guide. Release 9.1. SAS Institute Inc., Cary, North Carolina, USA.
34. Sheldon, I.M., D.E. Noakes and H. Dobson. 2000. The influence of ovarian activity and uterine involution determined by ultrasonography on subsequent reproductive performance of dairy cows. Theriogenology, 54(3): 409-419.
35. Stevens, R.D. and R.P. Dinsmore. 1997. Treatment of dairy cows at parturition with prostaglandin F2 alpha or oxytocin for prevention of retained fetal membranes. Journal of the American Veterinary Medical Association, 211(10): 1280-1284.
36. Swiefy, A.S. 2003. Effect of retained placenta on postpartum reproduction performance of Frisian cows. Egyptian Journal of Animal Production, 40: 111-121.
37. Van Tassell, C.P., L. Dale Van Vleck and K.E. Gregory. 1998. Bayesian analysis of twinning and ovulation rates using a multiple-trait threshold model and Gibbs sampling. Journal of Animal Science, 76(8): 2048-2061.
38. Vatankhah, M. and M. Faraji-Nafchi. 1395. Determination of economic values of important traits for holstein cows in Chaharmahal-Va-Bakhtiari province with different levels of milk production. Animal science journal (Pajoohesh VA Sazandegi), 110: 17-30 (In Persian).
39. Weller, J.I., I. Misztal and D. Gianola. 1988. Genetic analysis of dystocia and calf mortality in Israeli-Holsteins by threshold and linear models. Journal of Dairy Science, 71(9): 2491-2501.
40. Zaborski, D., W. Grzesiak, I. Szatkowska, A. Dybus, M. Muszynska and M. Jedrzejczak. 2009. Factors affecting dystocia in cattle. Reproduction in domestic animals, 44(3): 540-551.

Bayesian Inference of Genetic Parameters for Retained Placenta and Dystocia Traits in Foka Dairy Farm

Seyyed Amin Mortazavi[1], Mostafa Ghaderi-Zefrehei[2], Azadeh Torabi[3], Kolsum Amiri-Zakht[4] and Farhad Samadian[5]

1- PhD. Student, Department of Animal Science, University of Kurdistan
2- Assistant Professor, Department of Animal Science, University of Yasouj
(Corresponding author: mghaderi@yu.ac.ir)
3- Assistant Professor, Department of Agriculture, Payame Noor University
4- Graduated M.Sc. Student, Department of Animal Science, University of Shiraz
Received: 7, Augost, 2017 Accepted: 16, Jnuary, 2018

Abstract
The aim of this study was to estimate genetic components and parameters of retained placenta and dystocia traits in FOKA dairy farm. The non-genetic factors affecting these traits were evaluated using logistic regression implemented in GENMOD procedure of SAS 9.1 software. In order to do genetic evaluations, 5 Bayesian threshold models of repeat records and a Bayesian bivariate model were used. The genetic model parameters were obtained using Bayesian and Gibbs sampling method implemented in THRGIBBS1F90B software. The results shown effects that the season and year of birth were significant on the retained placenta; however, only effect of the birth year was significant for the dystocia. For both traits, the best fitted model was selected using DIC measure. Direct heritability, maternal genetic effect, maternal permanent environmental effect and repeatability estimates for retained placenta using best fitted model on repeated records were obtained as 0.15(0.002), 0.03(0.007), 0.14(0.01) and 0.29(0.02), respectively. In multivariate analysis, these parameters were estimated as 0.005(0.003), 0.001(0.030), 0.002(0.001) and 0.008(0.002) respectively. These parameters for dystocia trait using best fitted model over repeated records were as 0.03(0.001), 0.02(0.002), 0.27(0.003) and 0.30(0.01), respectively. In multivariate analysis, aforementioned parameters were estimated as 0.003(0.01), 0.005(0.002), 0.004(0.001) and 0.007(0.002), respectively. The results of this research showed that, considering the economic importance of these two traits on the profitability of FOKA dairy farm, and on the other hand, estimated a low direct, maternal heritability and different correlations i.e. direct genetic (0.41), maternal genetics (0.18), phenotypic (0.55), environmental (0.58) permanent environment (0.81), much attention should be paid on management of environmental factors affecting these traits. In this regards, it is not expected that manipulating of direct and maternal genetic would be crucial on aforementioned traits.

Keywords: Bayesian Methods, Dystocia, Dairy Cows, Genetic Parameters, Retained Placenta, Threshold Models