تولیدات دامی
دوره ۲۰ ■ شماره ٤ ■ زمستان ۱۳۹۷
صفحه‌های ۵۱۱-٤۹۹

ارزیابی ژنتیکی ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری با مدل‌های مختلط استاندارد و یک‌طرفه در گاوهای هلشتاین

عبداله رضاقلی‌وند لاهرود[۱]، محمد مرادی شهربابک[۲*]، حسین مرادی شهربابک[۳]، مرتضی ستائی مختاری[۴]

۱. دانشجوی دکتری، گروه علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
۲. استاد، گروه علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
۳. استادیار، گروه علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
۴. استادیار، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه جیرفت، کرمان، ایران.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۵/۰۳ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۸/۰۹

چکیده

هدف از پژوهش حاضر، ارزیابی ژنتیکی صفات جفت‌ماندگی، متریت، تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز با مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه براساس داده‌های زایش اول ۵۰۲۳۰ راس گاو هلشتاین جمع‌آوری‌شده در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹٦ در ۱۷ گله بزرگ گاو شیری بود. داده‌ها با مدل دام گوسی- آستانه‌ای چهارصفتی با دو مدل استاندارد و یک‌طرفه واکاوی شدند. در مدل یک‌طرفه، آثار علّی بروز جفت‌ماندگی بر متریت، تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز، متریت بر تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز و تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی بر روزهای باز در نظر گرفته شدند. اثرات علّی جفت‌ماندگی و متریت بر تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی به‌ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۰۹ سرویس، بر روزهای باز به‌ترتیب ٤/۷٤ و ۵/۳۸ روز و اثر علّی تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی بر روزهای باز ۳۳ روز به‌دست آمدند. روابط علّی بین صفات به جز جفت‌ماندگی بر متریت، و همبستگی‌های فنوتیپی و باقی‌مانده بین ناهنجاری‌ها و باروری تحت دو مدل از لحاظ آماری معنی‌دار بودند. میانگین‌های پسین وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی، متریت، تعداد تلقیح به‌ازای آبستنی و روزهای باز در مدل استاندارد به‌ترتیب ۰/۱۵، ۰/۱۷، ۰/۰۷ و ۰/۰۹ و در مدل یک‌طرفه به‌ترتیب ۰/۱٦، ۰/۱۷ ، ۰/۰۷ و ۰/۱۰ برآورد گردیدند که همه آنها از لحاظ آماری معنی‌دار بودند؛ ولی با یکدیگر اختلاف آماری معنی‌داری نداشتند. بنابراین، این مدل می‌تواند به‌عنوان جایگزین برای مدل استاندارد در ارزیابی ژنتیکی صفات تولیدمثلی زایش نخست گاوهای هلشتاین به کار رود.

کلیدواژه‌ها: اثر علّی، باروری، صفات سلامت، گاو هلشتاین، مدل معادلات ساختاری.

* نویسنده مسئول
Email: moradim@ut.ac.ir

مقدمه

در اکثر کشورها، اصلاح‌گران گاو شیری بر انتخاب صفات عملکردی تأکید دارند، این انتخاب، بهره‌وری را از راه کاهش هزینه‌های تولید افزایش می‌دهد. حفظ یا افزایش بهره‌وری اقتصادی در دامپروری نیازمند طراحی استراتژی‌های اصلاح نژادی و تصمیم‌گیری‌های انتخاب ژنتیکی مناسب و تأکید بر شایستگی ژنتیکی برای صفات عملکردی است [۱۲]. ناهنجاری‌های تولیدمثلی مانند جفت‌ماندگی و متریت و نیز صفات باروری از جمله این صفات عملکردی هستند. به‌طور معمول، اگر لایه‌های جنین طی ٢٤ ساعت یا بیشتر پس از زایمان از رحم مادر جدا نشود این شرایط به نام جفت‌ماندگی تلقی می‌شود [۱۳]. به التهاب رحم نیز متریت می‌گویند [۲۵] پژوهشی با استفاده از متاآنالیز بر روی ناهنجاری‌های تولیدمثلی جمع‌آوری‌شده طی سال‌های ۱۹٦۰ تا ۱۹۹۸ نشان داد که متریت بر تولید شیر و کارآیی تولیدمثلی گاوهای شیری تأثیر زیادی می‌گذارد [٦].

صفات مرتبط با سلامت و باروری صفات پیچیده‌ای هستند و ارتباط‌هایی نیز با همدیگر دارند. برخی مطالعات همبستگی ژنتیکی بین صفات سلامت و باروری را مثبت درحالی‌که، برخی از مطالعات آن را صفر یا حتی منفی نیز گزارش کرده‌اند [٤، ۱۱، ۱۲، ۱۵، ٢٤]. در سیستم‌های زیستی، صفات ممکن است دارای ارتباطات علّی (causal relationships) باشند. برخلاف مدل‌های خطی چندمتغیره استاندارد، در مدل‌های معادلات ساختاری، می‌توان روابط علّی بین صفات را نیز در نظر گرفت و آنها را آزمون نمود. به‌علاوه، در مدل‌های معادلات ساختاری، متغیر پاسخ در یک معادله تابعیت می‌تواند در معادله دیگر به‌عنوان متغیر پیش‌بینی باشد. مدل‌های چندمتغیره استاندارد قادر به نشان دادن این نوع از ارتباطات بین صفات نیستند و تنها ارتباط ژنتیکی یا همبستگی بین صفات را برآورد می‌کنند، درحالی‌که صرف وجود همبستگی نمی‌تواند نشانگر وجود رابطه علت و معلولی بین صفات باشد. مدل‌های معادلات ساختاری برای بررسی ارتباطات علّی بین صفات که می‌توانند به‌صورت دوطرفه یا همزمان (simultaneous) و یک‌طرفه یا برگشتی (recursive) در نظر گرفته شوند، به‌کار روند [۷].

روابط علّی میان ناهنجاری‌ها (سلامتی، متابولیکی و تولیدمثلی) و صفات تولید شیر در گاوهای زایش اول هلشتاین آمریکا با استفاده از مدل‌های یک‌طرفه بررسی شده است [۳]. ارتباط ژنتیکی بین صفات سلامت (شامل ورم پستان، کتوز و جفت‌ماندگی) و باروری (شامل فاصله زایش تا نخستین تلقیح و نرخ عدم بازگشت به فحلی طی ٥٦ روز پس از تلقیح) در گاوهای قرمز نروژی نیز با مدل‌های یک‌طرفه بررسی شده است [۱۱]. ولی تاکنون پژوهشی به‌منظور مقایسه مدل‌های مختلط استاندارد و یک‌طرفه برای ارزیابی ژنتیکی صفات جفت‌ماندگی، متریت، تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز در گاوهای هلشتاین زایش اول انجام نشده است. بنابراین، هدف از پژوهش کنونی، ارزیابی ژنتیکی ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری در گاوهای زایش اول هلشتاین با استفاده از مدل‌های مختلط استاندارد و یک‌طرفه و مقایسه این مدل‌ها بود. علاوه بر این، تغیرات رتبه‌بندی دام‌های برتر تحت این دو مدل نیز بررسی شدند.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده مربوط به زایش اول ۵۰۲۳۰ رأس گاو شیری هلشتاین بودند که طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹٦ در ۱۷ گله بزرگ جمع‌آوری شده بودند. صفات مطالعه‌شده شامل جفت‌ماندگی، متریت و تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز بودند. از نرم‌افزار Fox Pro برای ویرایش داده‌ها استفاده شد. سن نخستین زایش از ۲۰ تا

۳۸ ماهگی در نظر گرفته شد. نرخ وقوع جفت‌ماندگی و متریت به‌ترتیب ٤/۹ و ۱۳ درصد بود. آماره‌های توصیفی رکوردهای ویرایش‌شده برای صفات تولیدمثلی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آماره توصیفی صفات تولیدمثلی در ۵۰۲۳۰ گاو هلشتاین زایش اول

صفات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۲/٤۳	۱/٦۷	۱	۹
روزهای باز	۱۲۳/٤۱	۷۰/۷٦	۳۰	۳۳۰

مدل‌های آماری

واکاوی ژنتیکی

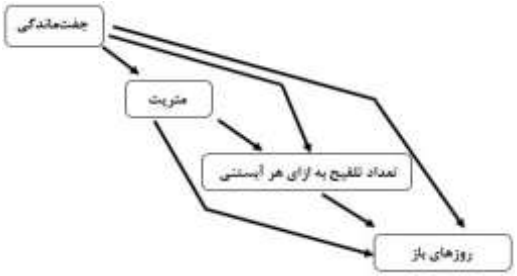
تجزیه‌وتحلیل حداقل مربعات به‌منظور شناسایی اثرات غیرژنتیکی مؤثر بر صفات تعداد تلقیح به‌ازای هرآبستنی و روزهای باز با رویه GLM و برای صفات جفت‌ماندگی و متریت با رویه LOGISTIC نرم‌افزار SAS 9.1 انجام شد. نمایش ماتریسی مدل استفاده شده برای واکاوی ژنتیکی به‌صورت زیر است:

$$\mathbf{\Lambda y}_i = \mathbf{Xb}_i + \mathbf{Z}_i\mathbf{u}_i + \mathbf{e}_i \qquad \text{رابطه ۱)}$$

$\mathbf{y}_i$ بردار رکوردها برایi امین صفت (مقیاس پشت صحنه برای جفت‌ماندگی و متریت و رکوردهای مشاهده‌شده برای صفات باروری)، $\mathbf{b}_i$ بردار اثرات ثابت برایi امین صفت شامل ماه زایش در ۱۲ سطح، سن گاو در نخستین زایش در ۱۹ سطح (۲۰–۳۸ ماه) و نخستین ماه تلقیح در ۱۲ سطح (فقط برای صفت تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی) و اثر گله در ۱۷ سطح است. $\mathbf{u}$ بردار اثراث ژنتیکی افزایشی حیوان و $\mathbf{e}_i$ بردار اثرات باقی‌مانده را نشان می‌دهند. $\mathbf{X}$ و $\mathbf{Z}$ ماتریس‌های طرح هستند که به‌ترتیب اثرات ثابت و تصادفی را به بردار $\mathbf{y}$ مرتبط می‌کنند. ماتریس ضرایب ساختاری ($\mathbf{\Lambda}$) یک ماتریس مربعی است که عناصر قطری آن یک و عناصر غیرقطری آن برحسب وجود یا نبود رابطه علّی، به‌ترتیب غیر صفر و یا صفر هستند. ابعاد ماتریس ضرایب ساختاری ($\mathbf{\Lambda}$) ٤×٤ بود. ماتریس ضرایب ساختاری در نظر گرفته‌شده میان صفات بررسی‌شده به‌صورت زیر است:

$$\boldsymbol{\Lambda} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda_{21} & 1 & 0 & 0 \\ -\lambda_{31} & -\lambda_{32} & 1 & 0 \\ -\lambda_{41} & -\lambda_{42} & -\lambda_{43} & 1 \end{bmatrix} \qquad \text{رابطه ۲)}$$

λ_{ij} میزان تغییر صفت i به‌ازای یک واحد تغییر در صفت j را نشان می‌دهد. در این ماتریس صفت اول جفت‌ماندگی، صفت دوم متریت، صفت سوم تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و صفت چهارم روزهای باز بود. ساختار علّی در نظر گرفته‌شده بین صفات مورد بررسی در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱. ساختار علّی میان ناهنجاری تولیدمثلی و صفات باروری. پیکان یک جهته نشان‌دهنده اثرات یک‌طرفه در نظر گرفته‌شده بین صفات است.

مدل‌های یک‌طرفه را می‌توان با در نظر گرفتن صفت والد به‌عنوان متغیّر کمکی برای سایر صفات در واکاوی ژنتیکی چندمتغیره و نیز در نظر گرفتن همزمان همبستگی ژنتیکی بین صفات، برازش نمود. در این مورد منظور از صفت والد، صفتی است که در ساختار علّی در نظر گرفته‌شده بر دیگر صفات تأثیر علّی دارد ولی ممکن است دیگر صفات بر آن تأثیر نداشته باشند [۲]. به‌عنوان مثال، در

پژوهش کنونی، برای برازش مدل یک‌طرفه مبتنی بر مدل معادلات ساختاری، صفت جفت‌ماندگی به‌عنوان صفت والد برای سه صفت دیگر و متریت نیز به‌عنوان صفت والد برای صفات تعداد تلقیح مورد نیاز به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز و در نهایت تعداد تلقیح مورد نیاز به‌ازای هر آبستنی به‌عنوان صفت والد برای روزهای باز در نظر گرفته شدند. روش مشابهی توسط دیگر پژوهش‌گران برای برازش مدل‌های یک‌طرفه به‌کار رفته است [۱، ۲ و ۲۲].

واکاوی ژنتیکی صفات در قالب مدل‌های چهارصفتی استاندارد و مدل‌های چهارصفتی یک‌طرفه مبتنی بر مدل‌های معادلات ساختاری با نرم‌افزار THRGIBBS1F90 و با روش‌های بیزی مبتنی بر زنجیره‌های مونت کارلوی مارکوف (Markov Chain Monte Carlo) انجام شد [۲۱]. برای به‌دست آوردن میانگین‌های پسین مربوط به اجزای (کو)واریانس برای هر آنالیز چندصفتی ۱۵۰۰۰۰ تکرار انجام شد، ۲۰۰۰۰ تکرار اول به‌عنوان دوره قلق‌گیری (Burn-In period) کنار گذاشته شدند و فواصل بین نمونه‌ها (Thinning interval) ۱۰ تعیین گردید. برای بررسی حصول همگرایی و تجزیه پساگیبس نمونه‌ها از نرم‌افزار POSTGIBBS1F90 استفاده شد. هدف از تجزیه پساگیبس به‌دست آوردن میانگین‌های پسین و انحراف معیار پسین اثرات تصادفی پارامترها است [۱٤]. توزیع پیشین نرمال چندمتغیره برای اجزای β در نظر گرفته شد. توزیع پیشین اثرات حیوان به‌صورت نرمال چندمتغیره $\mathbf{Animal}\sim N(0,\mathbf{G0}\otimes\mathbf{A})$ که **G0** ماتریس (کو)واریانس ژنتیکی افزایشی برای چهار صفت و **A** ماتریس روابط خویشاوندی افزایشی میان حیوانات است. توزیع اثرات باقی‌مانده نرمال چندمتغیره با میانگین صفر و ماتریس (کو)واریانس $\mathbf{R}\otimes\mathbf{I}_n$ در نظر گرفته شد که $\mathbf{I}_n$ ماتریس همانی با رتبه ۵۰۲۳۰ و **R** ماتریس (کو) واریانس باقی‌مانده هستند و ⊗ نشان‌دهنده ضرب کرونکر است.

توزیع پیشین اثرات ژنتیکی و باقی‌مانده به‌صورت توزیع ویشارت معکوس در نظر گرفته شد [۷]. مدل‌های چندصفتی مبتنی بر مدل‌های معادلات ساختاری در سطح درست‌نمایی (Likelihood level) به‌علت وجود پارامترهای اضافی شامل ضریب‌های ساختاری قابل شناسایی نیستند. بنابراین، برای دستیابی به قابلیت شناسایی در واکاوی کواریانس بین باقی‌مانده‌ها صفر در نظر گرفته شد [۲]. جفت‌ماندگی و متریت به‌عنوان صفات دوتایی (صفر= عدم بروز، یک = بروز) تعریف و تحت مدل‌های آستانه‌ای واکاوی شدند. مبنای بروز جفت‌ماندگی و متریت به‌صورت بروز آن در فاصله زمانی زایش تا ۳۰ روز پس از آن، تعریف شد. با وجود این‌که صفت تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی ماهیتی طبقه‌ای دارد، ولی به‌دلیل تعداد زیاد طبقات آن (نه طبقه)، به‌صورت صفتی با توزیع نرمال در نظر گرفته شد [۲ و ۲۲].

پارامترهای حاصل از مدل‌های چند صفتی استاندارد و مدل‌های چند صفتی مبتنی بر معادلات ساختاری تفسیرهای متفاوتی دارند و مستقیماً با یکدیگر قابل مقایسه نیستند. پارامترهای به‌دست‌آمده از مدل‌های معادلات ساختاری را پارامترهای سیستم می‌نامند [۷]. تحت فرض شناخته بودن ساختار علّی، پارامترهای سیستم را می‌توان با استفاده از روابط زیر به معادل آنها تحت مدل‌های چندصفتی استاندارد تبدیل نمود [۷]. در این روابط $\mathbf{G}_0^*$، $\mathbf{R}_0^*$ و $\boldsymbol{P}_0^*$ به‌ترتیب ماتریس‌های (کو)واریانس ژنتیکی، باقی‌مانده و فنوتیپی حاصل از تبدیل پارامترهای سیستم به معادل استاندارد هستند. با وجودی که ماتریس **R** قطری است ولی ماتریس $\mathbf{R}_0^*$ حاصل از تبدیل غیرقطری است.

$$\mathbf{G}_0^* = \boldsymbol{\Lambda}^{-1}\mathbf{G}_0\boldsymbol{\Lambda}'^{-1} \quad \text{رابطه ۳)}$$

$$\mathbf{R}_0^* = \boldsymbol{\Lambda}^{-1}\mathbf{R}_0\boldsymbol{\Lambda}'^{-1} \quad \text{رابطه ٤)}$$

$$\mathbf{P}_0^* = \mathbf{G}_0^* + \mathbf{R}_0^* \quad \text{رابطه ۵)}$$

برای مقایسه مدل‌های چندصفتی استاندارد و مدل‌های چندصفتی مبتنی بر معادله‌های ساختاری از معیار DIC (Deviance Information Criterion) استفاده شد که این معیار نیکویی برازش مدل و درجه پیچیدگی آن را در نظر می‌گیرد.

نتایج و بحث

در پژوهش کنونی، درصد وقوع جفت‌ماندگی و متریت به‌ترتیب ٤/٩ و ١٣ درصد بود. در گاوهای زایش اول احتمال بروز متریت نسبت به گاوهای چند شکم‌زا (دوم و سوم) بیشتر است زیرا آسیب به رحم در گاوهای شکم اول شایع‌تر است. به‌عبارتی در گاوهای زایش اول به‌خاطر کوچک بودن رحم و سرویکس، کارگرها برای تسهیل زایمان دست به کانال زایمان می‌برند [١٣ و ١٤]. در گاوهای مبتلا به جفت‌ماندگی نسبت به گاوهای سالم، میانگین حداقل مربعات± اشتباه استاندارد تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی (٠/٠٥± ٢/٦٢ در مقابل ٠/٠٣± ٢/٤٣) و روزهای باز (٢/١١±١٤٨/٢٩ در مقابل ١/٦٥± ١٣٥/٠٣) بیشتر بود. هم‌چنین، در گاوهای مبتلا به متریت نسبت به دام‌های سالم میانگین حداقل مربعات± اشتباه استاندارد تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی (٠/٠٥± ٢/٥٦ در مقابل ٠/٠٤± ٢/٤٩) و روزهای باز (١/٩± ١٤٦/٧ در مقابل ١/٧١± ١٣٦/٦٢) نیز بیشتر بود که دلالت بر تأثیر نامطلوب بروز ناهنجاری‌های متریت و جفت‌ماندگی بر عملکرد تولیدمثلی دارد به‌گونه‌ای‌که گاوهای دارای این ناهنجاری‌های تولیدمثلی، برای آبستن شدن به تعداد تلقیح بیشتری نیاز داشتند و در نتیجه روزهای باز در آنها نیز افزایش یافت.

پسین ضرایب ساختاری بین صفات در جدول ٢ ارائه شده‌اند. تمامی ضریب‌های ساختاری برآوردشده بین صفات به‌استثنای اثر علّی جفت‌ماندگی بر متریت، از لحاظ آماری معنی‌دار بودند (فاصله ٩٩ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود) که بر وجود روابط علّی یک‌طرفه دلالت می‌کند. بررسی تأثیر علّی مستقیم جفت‌ماندگی و متریت بر تعداد تلقیح مورد نیاز به‌ازای آبستنی و روزهای باز نشان داد که در صورت وقوع جفت‌ماندگی و متریت، تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی به‌ترتیب ٠/١٩ و ٠/٠٩ سرویس افزایش می‌یابد. تأثیر علّی جفت‌ماندگی و متریت بر روزهای باز به‌ترتیب ٤/٧٣٩ و ٥/٣٧٧ روز بود. روزهای باز تحت تأثیر بروز جفت ماندگی در گاوهای شیری هلند و بروز متریت در گاوهای براون سوئیس آلمان به‌ترتیب ٢٦ و ٥٨ روز افزایش یافته است [٤ و ٢٧]. در پژوهش دیگری مشخص شده که میزان باروری در گاوهای مبتلا به جفت‌ماندگی حدود ١٥ درصد نسبت به گاوهای سالم کاهش می‌یابد [٦]. ضریب ساختاری بین جفت‌ماندگی و متریت ٠/٠١٤٦ برآورد شد که از لحاظ آماری معنی‌داری نبود. برخلاف نتایج به‌دست‌آمده در پژوهش کنونی، در گاوهای هلشتاین زایش اول آمریکا، با استفاده از مدل‌های یک‌طرفه اثر علّی مثبتی از طرف جفت‌ماندگی بر متریت (٠/١٢) برآورد شد و نتایج حاصل نشان دادند به‌ازای یک واحد افزایش جفت‌ماندگی در مقیاس پشت صحنه، بروز متریت ٠/١٢ واحد افزایش می‌یابد [٣]. اثر علّی جفت‌ماندگی بر متریت معنی‌دار نبود؛ اما همبستگی ژنتیکی بین دو صفت از لحاظ آماری معنی‌داری بود که نشان می‌دهد همبستگی بین دو صفت دال بر وجود رابطه علّی بین آنها نیست. در صورت وجود رابطه علّی و در نظر گرفتن آن در واکاوی ژنتیکی، همبستگی‌های برآوردشده در مقایسه با حالت استاندارد صحیح‌تر خواهند بود. در نهایت در پژوهش حاضر با بررسی تأثیر مستقیم تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی بر روزهای باز، مشخص شد که به‌ازای هر بار افزایش تلقیح، روزهای باز ٣٣ روز افزایش می‌یابد.

جدول ۲. میانگین پسین، انحراف معیار و فاصله اطمینان ۹۹ درصد بیشترین چگالی پسین اثرات علی یک‌طرفه ناهنجاری‌های تولیدمثلی بر صفات باروری و اثر علّی تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی بر روزهای باز در گاوهای زایش اول هلشتاین

رابطه علّی[¥]	اثرات یکطرفه	
	انحراف معیار پسین ± میانگین پسین	فاصله اطمینان ۹۹ درصد با بالاترین چگالی پسین
جفت‌ماندگی ⟵ متریت	۰/۰۱٤٦ ± ۰/۰٤	(−۰/۰۸۸ ; ۰/۱۱۷)
جفت‌ماندگی ⟵ تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۰/۱۹٤ ± ۰/۰٤۳**	(۰/۰۸ ; ۰/۳)
جفت‌ماندگی ⟵ روزهای باز	٤/۷۳۹ ± ۱/۱۸٦**	(۱/٦۹ ; ۷/۷۸۷)
متریت ⟵ تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۰/۰۹۲ ± ۰/۰۲۸**	(۰/۰۲ ; ۰/۱٦٤)
متریت ⟵ روزهای باز	۵/۳۷۷ ± ۰/۷۸۷**	(۳/۳۵ ; ۷/٤)
تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی ⟵ روزهای باز	۳۳/۰۱۸ ± ۰/۱۵۸**	(۳۲/٦۱ ; ۳۳/٤۲)

¥: جهت رابطه علّی را نشان می‌دهد؛ ** فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود.

در گاوهای نروژی قرمز با استفاده از مدل یک‌طرفه اثرات علّی جفت‌ماندگی بر فاصله زایش تا نخستین تلقیح و عدم بازگشت به فحلی طی ٥٦ روز پس از تلقیح به‌ترتیب ۰/۱۷ و ۰/۰۰٤ برآورد شدند که از لحاظ آماری معنی‌داری نبودند؛ این پژوهش‌گران دلیل پیدا نشدن روابط علّی بین صفات سلامت و باروری را بالا بودن سطح باروری و پایین بودن فراوانی وقوع جفت‌ماندگی در این نژاد گزارش کردند [۱۱].

مقایسه مدل‌های مختلط استاندارد و یک‌طرفه با استفاده از معیار انحراف از اطلاعات (Deviance information criterion or DIC) انجام شد. معیار انحراف از اطلاعات نیکویی برازش و پیچیدگی مدل را دربرمی‌گیرد [۲٦]. مدل‌هایی با DIC کمتر بر مطلوبیت بیشتر مدل دلالت دارند، به‌عبارتی برازش بهتر مدل و کمتر بودن درجه پیچیدگی مدل را نشان می‌دهد [۲٦]. مقایسه DIC حاصل از مدل استاندارد، که در آن وجود رابطه علت- معلولی بین صفات در نظر گرفته نمی‌شود، و مدل یک‌طرفه نشان داد که مدل یک‌طرفه نسبت به مدل استاندارد برتری دارد (مقدار معیار انحراف اطلاعات در مدل یک‌طرفه ۷۰۹۹۸۷/۵ و در مدل استاندارد ۷۱۲۳۵۸/۳٤ به‌دست آمد). در معیار DIC درجه پیچیدگی مدل از طریق تعداد پارامتر مشخص می‌شود؛ بهعبارتی، با افزایش تعداد پارامتر، پیچیدگی مدل زیاد شده و مقدار DIC برای مدل بیشتر می‌گردد.

میانگین‌ها و انحراف معیار پسین وراثت‌پذیری ناهنجاری‌ها و صفات تولیدمثلی تحت مدل مختلط استاندارد و یک‌طرفه در جدول ۳ ارائه شده‌اند. لازم به ذکر است که پارامترهای ارائه‌شده تحت مدل مختلط یک‌طرفه در این جدول حالت تبدیل‌شده به معادل استاندارد آنها هستند. میانگین‌های پسین وراثت‌پذیری برآوردشده برای صفات جفت‌ماندگی، متریت، تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز تحت دو مدل تفاوت آماری معنی‌داری نداشتند (فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین آن‌ها هم پوشانی داشت). به‌طورکلی، وراثت‌پذیری صفات مرتبط با سلامت در گاوهای هلشتاین کم است [۵، ۸ و ۲۲] به‌طوری‌که دامنه وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی در مطالعات متعدد بین ۰/۰۳ تا ۰/۲۲ برآورد شده است [٤، ۱۰، ۱۷، ۲۰ و۲۳]. همچنین، دامنه وراثت‌پذیری متریت توسط پژوهشگران مختلف بین ۰/۰۱ تا ۰/۲٦ گزارش شده است [٤، ۲۰ و ۲۱].

در پژوهشی وراثت‌پذیری‌های صفات تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز در گاوهای هلشتاین با استفاده از مدل یک‌طرفه به‌ترتیب ۰/۰۲۵ و ۰/۰۵۳ برآورد شده‌اند [۲۲] همچنین، در پژوهش دیگری، وراثت‌پذیری‌های صفت تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز در گاوهای هلشتاین اسپانیایی با استفاده از مدل یک‌طرفه به‌ترتیب ۰/۰٦ و ۰/۰٤ گزارش شده‌اند [۲]. علاوه براین، در پژوهش دیگری، وراثت‌پذیری تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی در گاوهای هلشتاین ۰/۰۲ برآورد شده است [۵]. وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی در گاوهای نروژی قرمز با استفاده از مدل یک‌طرفه ۰/۰۹ برآورد گردیده است که کم‌تر از مقدار به‌دست‌آمده در پژوهش کنونی تحت مدل یک‌طرفه بود [۱۱].

همبستگی‌های ژنتیکی برآوردشده بین صفات مورد مطالعه تحت دو مدل اختلاف آماری معنی‌داری نداشتند (فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین آن‌ها هم‌پوشانی داشت). به‌عبارت دیگر، میانگین‌های پسین همبستگی ژنتیکی بین صفات تحت تأثیر در نظر گرفتن ضرایب علّی بین صفات قرار نمی‌گیرد. میانگین‌ها و انحراف معیار پسین همبستگی ژنتیکی بین ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری تحت دو مدل در جدول ٤ ارائه شده‌اند.

به‌طورکلی، تمامی همبستگی‌های ژنتیکی میان ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری تحت مدل یک‌طرفه پایین تا متوسط برآورد گردیدند. همبستگی‌های ژنتیکی برآوردشده بین تمامی صفات تحت مدل یک‌طرفه در فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شدند که بر وجود همبستگی معنی‌دار از لحاظ آماری بین صفات دلالت می‌نماید. اما در مدل مختلط استاندارد فقط همبستگی‌های ژنتیکی برآوردشده بین جفت‌ماندگی و متریت، متریت و روزهای باز و در نهایت تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز از لحاظ آماری معنی‌دار بودند. وجود همبستگی ژنتیکی مثبت و معنی‌دار بین ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری تحت مدل یک‌طرفه دلالت بر این دارد که بروز این ناهنجاری‌های تولیدمثلی بر توانایی گاو در نشان دادن فحلی و آبستن شدن دام پس از تلقیح تأثیر نامطلوب می‌گذارد. همبستگی باقی‌مانده برآوردشده بین صفات مورد مطالعه به‌استثنای تعداد تلقیح به‌ازای آبستنی و روزهای باز تحت دو مدل اختلاف آماری معنی‌داری داشتند (فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین آن‌ها هم‌پوشانی نداشت). همبستگی‌های باقی‌مانده برآوردشده بین ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری پایین برآورد شدند (جدول ٤)، اما از نظر آماری در همه موارد به‌استثنای جفت‌ماندگی و متریت در هر دو مدل از لحاظ آماری معنی‌دار بودند (فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود).

جدول ۳. میانگین پسین و انحراف معیار وراثت‌پذیری ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات تولیدمثلی در زایش اول گاوهای هلشتاین تحت مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه

صفات	مدل مختلط استاندارد	مدل مختلط یک‌طرفه
	وراثت‌پذیری± انحراف معیار	وراثت پذیری± انحراف معیار
جفت‌ماندگی	۰/۱٤۹ ± ۰/۰۲**	۰/۱۵۹ ± ۰/۰۲۱**
متریت	۰/۱۷ ± ۰/۰۱۷**	۰/۱٦۷ ± ۰/۰۱۷**
تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۰/۰٦٦ ± ۰/۰۰۷**	۰/۰٦۸ ± ۰/۰۰۷**
روزهای باز	۰/۰۸۹ ± ۰/۰۰۸**	۰/۱۰٤ ± ۰/۰۰۸**

** فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود.

در پژوهشی همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و فاصله زایش تا نخستین تلقیح با استفاده از مدل یک‌طرفه ۰/۲٤ گزارش شد [۱۱]. درحالی‌که در پژوهش کنونی، میانگین‌های همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و روزهای باز تحت مدل استاندارد و یک‌طرفه به‌ترتیب ۰/۱۷۲ و ۰/٤۲۲ برآورد شدند که در مدل استاندارد تفاوت معنی‌داری با صفر نداشت. در پژوهش دیگری، همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و روزهای باز در گاوهای زایش اول با استفاده از مدل مختلط استاندارد ۰/٥٤ گزارش شد [۲٥] که بیشتر از همبستگی برآوردشده بین این دو صفت در پژوهش کنونی (۰/۱۷۲) است. همبستگی ژنتیکی بین متریت و روزهای باز در گاوهای زایش اول تحت مدل مختلط استاندارد ۰/۳۷ گزارش شده است [۲٤]. در پژوهش حاضر، میانگین‌های پسین همبستگی ژنتیکی بین متریت و روزهای باز تحت مدل مختلط و استاندارد به‌ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۳۹ برآورد گردیدند. هم‌چنین، همبستگی‌های ژنتیکی بین تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز تحت دو مدل مختلط استاندارد و یک‌طرفه بالا و ۰/۷۹ برآورد شدند. همبستگی ژنتیکی بین تعداد تلقیح برای هر آبستنی و روزهای باز تحت مدل استاندارد ۰/۹٤ برآورد شد که به مقدار برآوردشده در پژوهش کنونی نزدیک بود [۸].

میانگین‌های پسین همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و متریت و تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی تحت مدل یک‌طرفه به‌ترتیب ۰/۲٤۸ و ۰/۱٤٥ برآورد شدند که از لحاظ آماری معنی‌دار بودند، درحالی‌که این برآوردها تحت مدل استاندارد از لحاظ آماری معنی‌دار نبودند. برخلاف نتایج به‌دست‌آمده در پژوهش کنونی، در پژوهش دیگری در گاوهای هلشتاین کانادا همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و متریت با تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی تحت مدل مختلط استاندارد به‌ترتیب ۰/۲۲ و ۰/٤۹ برآورد شدند که از لحاظ آماری معنی‌دار بودند [۱۷]. میانگین پسین همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و متریت از نظر آماری معنی‌داری بود (فاصله ۹٥ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود). تحت مدل چند صفتی استاندارد، همبستگی‌های ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و متریت در گاوهای هلشتاین ایران زایش اول، دوم و سوم به‌ترتیب ۰/۰۸، ۰/۰۳ و ۰/۰۱- گزارش شده‌اند [۱٤].

همبستگی ژنتیکی بین جفت‌ماندگی و متریت طی ۳۰۰ روز پس از زایش در گاوهای قرمز نروژ زایش اول ۰/٦٤ [۹] و در گاوهای هلشتاین کانادا ۰/۷۹ برآورد شد [۲۳]. همبستگی ژنتیکی برآوردشده بین جفت‌ماندگی و متریت در پژوهش حاضر، با نتایج مطالعات دیگر پژوهش‌گران مطابقت دارد [۱۰، ۱٦، ۱۸ و۲۰] که در واکاوی ناهنجاری‌های تولیدمثلی در نخستین زایش گاوهای نروژی قرمز و گاوهای هلشتاین کانادا همبستگی ژنتیکی بین متریت و جفت‌ماندگی به‌ترتیب ۰/٦٥ و ۰/٦۹ گزارش شد [۱۰ و ۱۷].

میانگین‌های پسین همبستگی‌های فنوتیپی میان ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری کم و مثبت برآورد شدند و از نظر آماری (در فاصله ۹٥ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود) در هر دو مدل معنی‌دار بودند (جدول ٥). به‌عبارتی در سطح فنوتیپی، با افزایش وقوع جفت‌ماندگی و متریت، تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز افزایش می‌یابد. هم‌چنین، با افزایش تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی، روزهای باز نیز افزایش می‌یابد. همبستگی‌های فنوتیپی بین تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز تحت مدل مختلط استاندارد و یک‌طرفه به‌ترتیب ۰/۷۹۲ و ۰/۷۹۳ برآورد شدند. مشابه پژوهش کنونی، در گاوهای هلشتاین اسپانیا، همبستگی فنوتیپی بین تعداد تلقیح

به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز با استفاده از مدل مختلط استاندارد ۰/۷۵ برآورد شد [۸]. برخلاف نتایج پژوهش حاضر در گاوهای ایرشایر همبستگی فنوتیپی بین تعداد تلقیح به‌ازای آبستنی و روزهای باز ۰/۰۵ گزارش شد.

همبستگی‌های فنوتیپی (در همه موارد به استثنای بین تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز) تحت دو مدل از لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری داشتند. به‌عبارت دیگر، میانگین‌های پسین همبستگی‌های فنوتیپی بین صفات در مدل چهارصفتی یک‌طرفه به‌طور معنی‌داری بزرگ‌تر از همبستگی‌های فنوتیپی متناظر تحت مدل استاندارد بودند (فاصله‌های ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین هم‌پوشانی نداشتند).

همبستگی‌های رتبه‌ای اسپیرمن بین میانگین‌های پسین اثرات ژنتیکی افزایشی گاوها برای ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری، تحت دو مدل استاندارد و یک‌طرفه در جدول ٦ ارائه شده‌اند. همه ضرایب همبستگی برآوردشده از لحاظ آماری معنی‌دار بودند (P< ۰/۰۱). نتایج حاصل نشان می‌دهند که در مورد صفت جفت‌ماندگی همبستگی رتبه‌ای بین میانگین‌های پسین اثرات افزایشی گاو تحت مدل استاندارد و یک‌طرفه بالاست.

جدول ٤. همبستگی ژنتیکی و باقی‌مانده بین صفات مربوط به ناهنجاری‌های تولیدمثلی و باروری در زایش اول گاوهای هلشتاین تحت دو مدل استاندارد و یک‌طرفه

	مدل مختلط استاندارد		مدل مختلط یکطرفه	
جفت صفت	همبستگی ژنتیکی	همبستگی باقی‌مانده	همبستگی ژنتیکی	همبستگی باقی‌مانده
جفت‌ماندگی- متریت	۰/۵۰۲ ± ۰/۰۷۱**	۰/۰۲۲ ± ۰/۰۲۱	۰/۵۲۱ ± ۰/۰۷٤**	۰
جفت‌ماندگی- تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۰/۰۲۸ ± ۰/۰۹۱ns	۰/۰۵۹ ± ۰/۰۱۳**	۰/۲٤۸ ± ۰/۰۸٤**	۰/۱۲ ± ۰/۰۰۱**
جفت‌ماندگی- روزهای باز	۰/۱۷۲ ± ۰/۰۸۸ ns	۰/۰۷۹ ± ۰/۰۱٤**	۰/٤۲۲ ± ۰/۰۷٤**	۰/۱٦٤ ± ۰/۰۰۹**
متریت- تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	-۰/۰۲۷ ± ۰/۰۷٦ ns	۰/۰۳۲ ± ۰/۰۱۱**	۰/۱٤٥ ± ۰/۰٦٦*	۰/۰۵۷ ± ۰/۰۰۰۳**
متریت- تعدادروزهای باز	۰/۱۸۲ ± ۰/۰۷۳*	۰/۰٦۸ ± ۰/۰۱۱**	۰/۳۹۲ ± ۰/۰۵۹**	۰/۱۲۳ ± ۰/۰۰۱**
تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی- روزهای باز	۰/۷۹٤ ± ۰/۰۲۷**	۰/۷۹۳ ± ۰/۰۰۲**	۰/۸ ± ۰/۰۲۲**	۰/۷۹٤ ± ۰/۰۰۲**

* فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود؛ ** فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شود؛ ** فاصله ۹۵ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل می‌شود.

جدول ۵. همبستگی فنوتیپی بین ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری در زایش اول گاوهای هلشتاین تحت دو مدل استاندارد و یک‌طرفه

جفت صفت	همبستگی فنوتیپی	
	مدل مختلط استاندارد	مدل مختلط یک‌طرفه
جفت ماندگی- متریت	۰/۱٤ ± ۰/۰۹۹**	۰/۰۸۵ ± ۰/۰۱٤**
جفت ماندگی- تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۰/۰۵٦ ± ۰/۰۱**	۰/۱۳۲ ± ۰/۰۰۹**
جفت ماندگی- روزهای باز	۰/۰۹ ± ۰/۰۱**	۰/۱۹٦ ± ۰/۰۱**
متریت- تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	۰/۰۲٦ ± ۰/۰۰۸**	۰/۰٦٦ ± ۰/۰۰۷**
متریت- روزهای باز	۰/۰۸۱ ± ۰/۰۰۸**	۰/۱۵۸ ± ۰/۰۱**
تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی- روزهای باز	۰/۷۹۲ ± ۰/۰۰۲**	۰/۷۹۳ ± ۰/۰۰۱**

تأثیر علّی از طرف جفت‌ماندگی بر متریت معنی‌دار نبود به‌همین دلیل برای صفت متریت نیز همبستگی رتبه‌ای بین میانگین پسین اثرات افزایشی گاو تحت دو مدل بالا و از لحاظ آماری معنی‌داری بود. ولی در مورد صفت تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی (که در مدل یک‌طرفه به‌عنوان معلول، تحت تأثیر علّی جفت‌ماندگی و متریت است) و روزهای باز (که در مدل یک‌طرفه به‌عنوان معلول، تحت تأثیر علّی جفت‌ماندگی، متریت و تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی است) همبستگی‌های رتبه‌ای کمتری تحت دو مدل استاندارد و یک‌طرفه برآورد گردید که تغییر رتبه گاوها تحت دو مدل را نشان می دهد. این تغییر رتبه به‌ویژه در یک و ۱۰ درصد حیوانات برتر محسوس‌تر بود.

رتبه ۱۰ گاو برتر براساس میانگین‌های پسین اثرات افزایشی صفات مورد پژوهش تحت دو مدل استاندارد و یک‌طرفه در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ٦. همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین میانگین‌های پسین اثرات افزایشی دام‌ها برای صفات ناهنجاری‌های تولید مثلی و صفات باروری تحت مدل‌های چهار صفتی استاندارد و یکطرفه در زایش اول گاوهای هلشتاین

حیوانات مورد نظر	صفت£			
	جفت‌ماندگی	متریت	تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی	روزهای باز
همه گاوها	۰/۹۹٦	۰/۹۹۸	۰/۹۷٤	۰/۹٦٦
۵۰ درصد برتر	۰/۹۹۳	۰/۹۹۵	۰/۹٤	۰/۹۲٤
۱۰ درصد برتر	۰/۹۸۹	۰/۹۹۲	۰/۸۸	۰/۸۲۵
یک درصد برتر	۰/۹۷۸	۰/۹۸۵	۰/۸۲	۰/٦۷۸

£: همبستگی‌های رتبه‌ای در سطح یک درصد بررسی شده است (P< ۰/۰۱).

جدول ۷. رتبه‌بندی میانگین پسین اثرات افزایشی ده گاو برتر برای صفات ناهنجاری‌های تولید مثلی و باروری تحت مدل‌های چهارصفتی استاندارد و یک‌طرفه در زایش اول گاوهای هلشتاین

رتبه برای صفات							
جفت‌ماندگی		متریت		تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی		روزهای باز	
استاندارد	یک‌طرفه	استاندارد	یک‌طرفه	استاندارد	یک‌طرفه	استاندارد	یک‌طرفه
۱	۱	۱	۱	۱	۲	۱	۹
۲	۳	۲	۲	۲	٤	۲	۲
۳	٤	۳	۳	۳	۳	۳	۲۰
٤	۲	٤	٤	٤	۸	٤	۱۲
۵	٦	۵	۵	۵	٦	۵	٤٦
٦	۵	٦	٦	٦	۱۷	٦	۲۱
۷	۹	۷	۷	۷	۱	۷	۸
۸	۱۰	۸	۸	۸	٤٦	۸	۱۸
۹	۷	۹	۹	۹	۵	۹	٤
۱۰	۸	۱۰	۱۰	۱۰	۱۲	۱۰	۳٦

مقایسه این رتبه‌ها نشان می‌دهد که در مورد صفت جفت‌ماندگی تفاوت چندانی در رتبه‌بندی گاوها تحت دو مدل ایجاد نشده است زیرا در شبکه مشخص‌کننده روابط علّی بین این صفات از طرف سه صفت دیگر اثری بر جفت‌ماندگی اعمال نمی‌گردد. همچنین، در مورد متریت نیز تفاوت چندانی در رتبه‌بندی گاوها تحت مدل یک‌طرفه ایجاد نشده است؛ چون تأثیر علّی جفت‌ماندگی بر متریت معنی‌دار نبود. ولی رتبه‌بندی گاوها برای صفات تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز تحت مدل یک‌طرفه با رتبه‌بندی آنها تحت مدل استاندارد تفاوت قابل‌توجهی دارد. به‌عنوان مثال، بهترین گاو برای صفات تعداد تلقیح به‌ازای هر آبستنی و روزهای باز در مدل استاندارد، به‌ترتیب رتبه‌های دو و نه را برای این صفات در مدل یک‌طرفه داشتند. دیگر پژوهش‌گران نیز تغییر رتبه نرهای برتر برای میانگین پسین اثرات افزایشی نرها تحت مدل استاندارد را به هنگام برازش با مدل یک‌طرفه گزارش کرده‌اند [۱۹ و۲۲].

با به‌کارگیری مدل یک‌طرفه تشخیص اثر ناهنجاری‌ها بر صفات باروری و بررسی ارتباط ژنتیکی میان ناهنجاری‌ها و صفات تولیدمثلی با صحت بیشتری انجام می‌شود. به‌علت برتری مدل مختلط یک‌طرفه نسبت به مدل استاندارد (DIC کمتر در مدل مختلط یکطرفه)، ضریب‌های ساختاری توضیحات بیشتری درباره روابط بیولوژیکی فراهم می‌نماید. علاوه براین، نتایج پژوهش نشان داد که در نظر نگرفتن روابط علّی بین ناهنجاری‌های تولیدمثلی و صفات باروری هنگام ارزیابی ژنتیکی، می‌تواند رتبه‌بندی دام‌های برتر را تحت تأثیر قرار دهد، در نتیجه در نظر گرفتن روابط علّی بین صفات می‌تواند به انتخاب صحیح دام‌ها کمک نماید.

منابع

1. Bouwman AC, Valente BD, Janss LL, Bovenhuis H, and Rosa G J (2014) Exploring causal networks of bovine milk fatty acids in a multivariate mixed model context. Genetics Selection Evolution. 46(1): 2.
2. De Maturana LE, Legarra A, Varona L, and Ugarte E (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.
3. Dhakal K, Tiezzi F, Clay JS, and Maltecca C (2015) Inferring causal relationships between reproductive and metabolic health disorders and production traits in first-lactation US Holsteins using recursive models. Journal of Dairy Science, 98(4): 2713-2726.
4. Dhakal K (2014) Phenotypic and Genetic Aspects of Health Events and Production Traits in Dairy Cattle. North Carolina State University.
5. Eaglen SAE, Coffey, Woolliams MP, and Wall E (2013) Direct and maternal genetic relationships between calving ease, gestation length, milk production, fertility, type, and lifespan of Holstein-Friesian primiparous cows. Journal of Dairy Science. 96(6): 4015-4025.
6. Fourichon C, Seegers H, and Malher X (2000). Effect of disease on reproduction in the dairy cow: a meta-analysis. Theriogenology. 53(9): 1729-1759.
7. Gianola D, and Sorensen D (2004) Quantitative genetic models for describing simultaneous and recursive relationships between phenotypes. Genetics. 167(3): 1407-1424.
8. González-Recio O, and Alenda R (2005) Genetic parameters for female fertility traits and a fertility index in Spanish dairy cattle. Journal of dairy science. 88(9): 3282-3289.
9. Heringstad B (2009a) Genetic analysis of reproductive diseases and disorders in Norwegian Red cows. in Book of abstracts of the 60th Annual Meeting of the EAAP, Barcelona, Spain.
10. Heringstad B (2010). Genetic analysis of fertility-related diseases and disorders in Norwegian Red cows. Journal of Dairy Science. 93(6): 2751-2756.
11. Heringstad B, Wu X-L, and Gianola D (2009b) Inferring relationships between health and fertility in Norwegian Red cows using recursive models. Journal of Dairy Science. 92(4): 1778-1784.
12. Heringstad B, Andersen-Ranberg IM, Chang YM, and Gianola D (2006b) Genetic analysis of nonreturn rate and mastitis in first-lactation Norwegian Red cows. Journal of Dairy Science. 89(11): 4420-4423.

13. Hossein-Zadeh NG (2013) Effects of main reproductive and health problems on the performance of dairy cows: a review. Spanish Journal of Agricultural Research. 11(3):718-735.
14. Hossein-Zadeh NG, and Ardalan M (2011b). 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.
15. Kadarmideen HN, Thompson R, and Simm G (2000) Linear and threshold model genetic parameters for disease, fertility and milk production in dairy cattle. Animal Science. 71(3): 411-419.
16. Koeck AF, Kelton DF, and Schenkel FS (2012). Health recording in Canadian Holsteins: Data and genetic parameters. Journal of Dairy Science. 95(7): 4099-4108.
17. Koeck AF, Jamrozik J, Kelton DF, and Schenkel FS (2014) Genetic relationships of fertility disorders with reproductive traits in Canadian Holsteins. in 10th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production.
18. Koeck A, Egger-Danner C, Fuerst C, Obritzhauser W, and Fuerst-Waltl B (2010) Genetic analysis of reproductive disorders and their relationship to fertility and milk yield in Austrian Fleckvieh dual-purpose cows. Journal of Dairy Science. 93(5): 2185-2194.
19. König S, XL Wu, Gianola D, Heringstad B, and Simianer H (2008) Exploration of relationships between claw disorders and milk yield in Holstein cows via recursive linear and threshold models. Journal of Dairy Science, 91(1): 395-406.
20. Lin HK, Oltenacu PA, Van Vleck LD, Erb HN, and Smith RD (1989) Heritabilities of and genetic correlations among six health problems in Holstein cows1. Journal of Dairy Science. 72(1): 180-186.
21. Misztal I, Tsuruta S, Strabel T, Auvray B, Druet T, and Lee D H (2002). BLUPF90 and related programs (BGF90) Proceedings of the 7th World Congress Genetics Applied Livestock Production. Montpellier. 19-23.
22. Mokhtari MS, Moradi Shahrbabak M, Nejati Javaremi A, and Rosa G J M (2016) Relationship between calving difficulty and fertility traits in first-parity Iranian Holsteins under standard and recursive models. Journal of Animal Breeding and Genetics. 133(6): 513-522.
23. Neuenschwander TF-O, Miglior F, Jamrozik J, Berke O, Kelton DF and Schaeffer LR (2012) Genetic parameters for producer-recorded health data in Canadian Holstein cattle. Animal. 6(4): 571-578.
24. Pösö J, and Mäntysaari EA (1996) Genetic relationships between reproductive disorders, operational days open and milk yield. Livestock Production Science. 46(1): 41-48.
25. Schnitzenlehner S, Essl A, and Sölkner J (1998) Retained placenta: Estimation of nongenetic effects, heritability and correlations to important traits in cattle. Journal of Animal Breeding and Genetics. 115(6): 467-478.
26. Sorensen D, and Gianola D (2007) Likelihood, Bayesian, and MCMC methods in quantitative genetics. Springer Science & Business Media.
27. Van Werven T, Schukken YH, Lloyd J, Brand A, Heeringa HT, and Shea M (1992) The effects of duration of retained placenta on reproduction, milk production, postpartum disease and culling rate. Theriogenology, 37(6): 1191-1203.

Animal Production

(*College of Abouraihan – University of Tehran*)

Vol. 20 ■ No. 4 ■ Winter 2019

Genetic evaluation of reproductive disorders and fertility traits in Holstein cows under standard and recursive mixed models

Abdollah Rezagholivand Lahrud[1], Mohammad Moradi Shahrbabak[2*], Hossien Moradi Shahrbabak[3], Morteza Sattaei Mokhtari[4]

1. Ph.D. Student, Department of Animal Sciences, University College of Agriculture & Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran
2. Professor, Department of Animal Sciences, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran
3.Assistant Professor, Department of Animal Sciences, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran
4. Assistant Professor, Department of Animal Sciences, Faculty of Agriculture, University of Jiroft, Jiroft, Iran.

Received: July 25, 2018 Accepted: October 31, 2018

Abstract

The objective of the present study was the genetic evaluation of retained placenta (RP), metritis (MET), number of inseminations to conception (INS), and days open (DO) in Holstein cows using standard (SMMs) and recursive (RMMs) mixed models. Data on 50230 first-lactation Holstein dairy cattle, collected during 2008 to 2017 in 17 large dairy herds were used. The data were analyzed using four-variate animal Threshold-Gaussian models under SMMs and RMMs. The existence of causal effects from RP on MET, INS and DO, from MET on INS and DO and from INS to DO were considered in RMMs. The causal effects of RP and MET on INS were 0.19 and 0.09 services, respectively; and those on DO were 4.74 and 5.38 days, respectively. Also, causal effect of INS on DO was obtained as 33 days. The considered causal relationships except that of RP on MET, phenotypic and residual correlations among the disorders and fertility traits were statistically significant and different under two models. Posterior means of heritability for RP, MET, INS and DO were 0.15, 0.17, 0.07 and 0.09 under SMMs, respectively; and 0.16, 0.17, 0.07 and 0.1 under RMMs, respectively. The difference between the corresponding heritability estimates under SMMs and RMMs were not statistically significant. Therefore; RMMs may be an alternative for SMMs in genetic evaluation of studied traits in first -lactation Holstein cows.

Keywords: Causal effect, fertility, health traits, Holstein cattle, structural equation model.

Corresponding author: moradim@ut.ac.ir