دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشهای تولیدات دامی

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تولیدمثلی در گاوهای هلشتاین استان مازندران با روش بیزی

کوثر کامل[۱]، سیدحسن حافظیان[۲] و محسن قلی‌زاده[۳]

۱ و ۳- کارشناسی ارشد و استادیار گروه علوم دامی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ، ساری
۲- دانشیار گروه علوم دامی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، (نویسنده مسوول: hassanhafezian@yahoo.com)
تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۴/۱۷
صفحه: ۱۰۴ تا ۱۱۱

چکیده

این تحقیق به‌منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولیدی و تولیدمثلی در گاوهای هلشتاین استان مازندران انجام شد. برای این منظور از تعداد ۳۹۷۹۲ رکورد مربوط به گاوهای هلشتاین که طی سال‌های ۱۳٦۵ تا ۱۳۹٤ توسط شرکت شیر و گوشت مهدشت جمع‌آوری شده بود استفاده شد. صفات تولیدی شامل رکوردهای تصحیح شده ۳۰۵ روز شیر، تولید چربی و تولید پروتئین و صفات تولیدمثلی شامل سن زایش اول، فاصله گوساله‌زایی، طول دوره خشکی و روزهای باز بودند. پارامترهای ژنتیکی با استفاده از مدل حیوانی تک صفتی و از روش آماری بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس با ۲۰۰۰۰۰ دور و نرم‌افزار THRGIBBS1F90 برآورد شدند و در هر آنالیز ۲۰۰۰۰ دور اول به‌عنوان دورهای قلق‌گیری در نظر گرفته‌شدند. وراثت‌پذیری تولید شیر ۰/۳٤، تولید چربی ۰/٦۸، تولید پروتئین ۰/٦۵، سن زایش اول ۰/۱۷، فاصله گوساله‌زایی ۰/۰۰۷، طول دوره خشکی و روزهای باز ۰/۰۷ برآورد شدند. همبستگی ژنتیکی صفت تولید شیر با تولید چربی ۰/٤۸ به‌دست آمد. همچنین همبستگی ژنتیکی صفات تولید شیر، تولید چربی و تولید پروتئین با سن زایش اول به‌ترتیب ۰/۰۰۳-، ۰/۱٤ و ۰/۳۹ و همبستگی ژنتیکی صفات تولید شیر و پروتئین با فاصله گوساله‌زایی ۰/۲۳ و ۰/۵۵ برآورد شدند. با توجه به‌نتایج به‌دست آمده، همبستگی‌های بین صفات تولیدی و تولیدمثلی را می‌توان در برنامه‌های اصلاح نژادی درنظر گرفت.

واژه‌های کلیدی: روش بیزی، نمونه‌گیری گیبس، پارامترهای ژنتیکی، گاوهای هلشتاین

مقدمه

باروری یک صفت مهم اقتصادی است که بروز آن تحت کنترل فاکتورهای ژنتیکی و محیطی است و بهبود آن از طریق انتخاب ژنتیکی به‌طور فزاینده‌ای در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است (۴۳). هدف اصلی اصلاح نژاد گاوهای شیری افزایش توانایی و همچنین راندمان تولید در حیوانات گله از طریق ایجاد پیشرفت ژنتیکی برای صفات مهم اقتصادی است. برنامه‌های انتخاب ژنتیکی در سال‌های اخیر منجر به پیشرفت سریع در تولید شیر و در مقابل روند رو به کاهش باروری، ماندگاری و مقاومت به بیماری‌ها شده است. به‌دلیل اینکه بین صفات تولیدی و تولیدمثلی همبستگی منفی وجود دارد، این صفات در برنامه‌های اصلاح نژاد گاوهای شیری توام با هم مورد توجه قرار می‌گیرند (۳،۴۳). پیش‌بینی ارزش اصلاحی حیوانات یکی از بهترین ابزارهای موجود برای به حداکثر رساندن پاسخ به برنامه انتخاب است (۴۴). برای برآورد ارزش‌های اصلاحی نیز لازم است پارامترهای ژنتیکی صفات معلوم بوده و از طریق مدل‌های مناسب آماری برآورد شوند. پارامترهای ژنتیکی خود تابعی از مؤلفه‌های (کو) واریانس هستند، لذا این مؤلفه‌ها بایستی به‌طور دقیق و صحیح با استفاده از مدل‌ها و روش‌های آماری مناسب و داده‌های صحیح و کافی توسط اصلاح‌گر برآورد شوند تا در نهایت با انتخاب حیوانات برتر، از لحاظ ژنتیکی و استفاده از آن‌ها به‌عنوان والدین نسل بعد میانگین تولید بهبود یابد (۲۹). صفات تولیدمثلی مهم‌ترین صفات اقتصادی در سیستم تولیدی گاو هستند حتی اگر تغییرات جزئی در معماری ژنتیکی به‌وجود آید، ممکن است منجر به سودآوری بیشتر شود (۲۳). کارایی تولیدمثل یک گاو از طریق سن زایش اول، تعداد روزهای غیر آبستن، تعداد تلقیح به‌ازای آبستنی و فاصله دو زایش ارزیابی می‌شوند (۶). صفات تولیدمثلی مانند سن اولین زایش و فاصله گوساله‌زایی ممکن است صفات مختلف اقتصادی و در نتیجه عمر تولیدی و سودآوری را تحت تأثیر قرار دهد (۷). در مطالعات انجام شده بر روی گاوهای هلشتاین، روند ژنتیکی بیانگر بهبود میانگین ارزش اصلاحی و روند فنوتیپی نیز بیانگر بهبود شرایط ژنتیکی و محیطی حیوانات می‌باشد. از طرفی، طبق آخرین آمار رسمی وزارت جهاد کشاورزی، تعداد ۱۸۸۳۰ واحد صنعتی گاوداری با ظرفیت ۲۰۴۸۵۶۳ راس گاو شیرده در کشور مشغول فعالیت هستند. طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ تولید شیر دارای یک روند روبه‌رشد بوده است (۲۱). با وجود روند افزایشی تولید شیر در کشور، اما هنوز سرانه مصرف شیر از حد استاندارد جهانی پایین‌تر است. سرانه مصرف شیر در کشور برای هر نفر برابر با ۹۵ کیلوگرم می‌باشد، در حالی‌که سرانه مصرف شیر در جهان برابر با ۱۶۹ کیلوگرم و در اروپا برابر با ۳۵۰ کیلوگرم در سال است (۲۱). با توجه به نتایج پژوهش‌های مختلف انجام‌شده برروی گاوهای هلشتاین ایران (۳۵،۲۵،۲۰،۱۳،۹،۸،۱) و آمار و اطلاعات موجود می‌توان دریافت که اهداف اصلاح‌نژادی در ایران بایستی برای افزایش تولید شیر در کشور برنامه‌ریزی شود. بنابراین، هدف از این تحقیق برآورد مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری، همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولیدی و تولیدمثلی گاوهای هلشتاین استان مازندران می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق از تعداد ۳۹۷۹۲ رکورد مربوط به صفات تولیدی و تولیدمثلی گاوهای شیری هلشتاین استان مازندران

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]
[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

استفاده شد. داده‌های مزبور در سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۴ توسط شرکت شیر و گوشت مهدشت جمع‌آوری شده‌اند. مشخصات شجره‌ای داده‌های تحقیق حاضر در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱- مشخصات شجره در مطالعه حاضر

Table 1. Details of Pedigree in this study

تعداد	صفات مورد مطالعه	
	صفات تولیدمثلی	صفات تولیدی
حیوانات شجره	۳۹۷۹۱	۵۴۹۳
حیوانات دارای رکورد	۱۲۹۶۷	۳۱۹۴
پدرها	۸۱۷	۵۴۸
مادرها	۶۷۷۵	۲۴۸۳

صفات مورد مطالعه شامل تولید شیر ۳۰۵ روز، تولید چربی ۳۰۵ روز، تولید پروتئین ۳۰۵ روز، فاصله گوساله‌زایی، طول دوره خشکی، سن اولین زایش، روزهای باز بودند. داده‌ها به کمک نرم‌افزار Excel ویرایش شدند. در ابتدا افرای که فاقد رکورد در مورد صفات خاص بودند، از فایل داده‌ها حذف شدند. با توجه به اینکه داده‌های پرت در فایل صفات وجود داشتند، رکوردهایی که کمتر یا بیشتر از ۳ انحراف معیار از میانگین صفت مربوطه فاصله داشتند حذف شدند.

مدل آماری:

$y= X\beta + Zu+ e$

در این مدل، Y بردار ستونی مشاهدات مربوط به هر صفت، β بردار ستونی اثرات ثابت مدل شامل سن زایش، سال زایش، فصل زایش، شکم‌زایش، u بردار ستونی اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم مربوط به حیوان، e بردار ستونی اثات باقیمانده، X و Z ماتریس‌های طرحی هستند که رکوردها را به‌ترتیب به اثر عوامل ثابت و تصادفی ربط می‌دهند. در این مدل فرض می‌شود که $E(y) = X\beta$، $E(u) = E(e) = 0$، $Var(u) = G = A\sigma_a^2$، $Var(e) = R= I\sigma_e^2$ و $Var(y) = ZGZ' + R$ باشد. در این روابط، A ماتریس روابط خویشاوندی، واریانس ژنتیکی افزایشی، واریانس باقیمانده است (۳۷). برای آزمون اثر عوامل ثابت، داده‌ها با استفاده از روش GLM نرم‌افزار SAS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. مؤلفه‌های واریانس- کوواریانس و وراثت‌پذیری صفات با مدل حیوانی با استفاده از نرم‌افزار Thrgibbs1f90 برآورد شد (۴۲،۲۴). تجزیه با روش بیزی با استفاده از تکنیک نمونه‌گیری گیبس صورت گرفت. طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس ۲۰۰۰۰۰ دور، تعداد دورهای قلق‌گیری ۲۰۰۰۰ دور در نظر گرفته شد. آزمون همگرایی زنجیره تولید شده توسط نمونه‌گیری گیبس از نرم‌افزار R (نسخه ۳/۰/۲)، روش رفتری و لوئیس (Raftery and Lewis) بسته Coda (۳۶) استفاده شد. این بسته همچنین دورهای قلق‌گیری و فواصل نمونه‌گیری را برای نرم‌افزار POSTGIBBSF90 پیشنهاد می‌کند (۲۴). پس از تولید نمونه‌های گیبس برای تجزیه و تحلیل آماری این مدل‌ها و برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس ژنتیکی و تخمین پارامترهای ژنتیکی و همچنین برای تعیین بیشترین چگالی توزیع پسین از نرم‌افزار POSTGIBBSF90 استفاده شد (۲۴). برای تخمین همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات از مدل دو صفتی استفاده شد. مدل حیوانی دو صفتی به فرم ماتریسی به شرح زیر است (۱۶).

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_1 & 0 \\ 0 & z_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

در این مدل، y_1 و y_2 به‌ترتیب اولین و دومین صفت مورد نظر در مدل می‌باشند. بردارهای اثر عوامل ثابت برای صفت اول (β_1) و صفت دوم (β_2) شامل اثر سن زایش، سال زایش، فصل زایش، شکم زایش می‌باشد. بردارهای u_1 و u_2 اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و e_1 و e_2 اثرات تصادفی باقیمانده به‌ترتیب برای صفت اول و دوم می‌باشند. ماتریس‌های X_1 و X_2 عناصر β_1 و β_2 را به‌ترتیب به رکوردهای y_1 و y_2 ربط می‌دهند. مقادیر واریانس و کوواریانس عوامل تصادفی به‌صورت زیر است:

$$\mathrm{Var}\begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ e_1 \\ e_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_{a_1}^2 & A\sigma_{a_{12}} & 0 & 0 \\ A\sigma_{a_{21}} & A\sigma_{a_2}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma_{e_1}^2 & I\sigma_{e_{12}} \\ 0 & 0 & I\sigma_{e_{21}} & I\sigma_{e_2}^2 \end{bmatrix}$$

در این رابطه، $\sigma_{a_1}^2$ و $\sigma_{a_2}^2$ واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، $\sigma_{e_1}^2$ و $\sigma_{e_2}^2$ واریانس‌های باقیمانده به‌ترتیب برای صفات اول و دوم، $\sigma_{a_{12}}$ و $\sigma_{e_{12}}$ به‌ترتیب کوواریانس‌های ژنتیکی افزایشی و محیطی بین صفت اول و دوم می‌باشند. در این روش، از واریانس‌های ژنتیکی افزایشی و باقیمانده برآورد شده از تجزیه و تحلیل تک متغییره به‌عنوان پیش برآورد واریانس‌های مورد نیاز استفاده شد.

نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات مورد بررسی

خصوصیات توصیفی جامعه برای صفات تولیدی و تولیدمثلی در این تحقیق در جدول ۲ ارائه شده است. میانگین تولید شیر ۳۰۵ روز دو بار دوشش در این تحقیق۱۰۱۰۶ کیلوگرم بود که پایین‌تر از مقدار گزارش‌شده توسط سید شریفی و همکاران (۳۸) برای گاوهای هلشتاین در استان اصفهان (۱۰۳۰۰/۹۰ کیلوگرم) می‌باشد (۳۸). نعیمی‌پور یونسی و شریعتی (۳۱) میانگین تولید شیر در گاوهای هلشتاین اقلیم خشک بیابانی ایران را ۷۲۶۹ کیلوگرم گزارش کردند. میانگین تولید چربی شیر ۳۰۵ روز دو بار دوشش در این مطالعه ۱۱۹ کیلوگرم بود که پایین‌تر از مقدار

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]

[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

گزارش شده توسط نافذ و همکاران (۳۲) برای گاوهای هلشتاین استان‌های مازندران و گلستان (۱۷۳/۴ کیلوگرم) می‌باشد. نصرتی و همکاران (۳۳) نیز میانگین تولید چربی شیر در گاوهای هلشتاین استان خراسان ۲۰۹/۱ کیلوگرم گزارش کردند. میانگین تولید پروتئین شیر ۳۰۵ روز دو بار دوشش در این مطالعه ۱۳۸ کیلوگرم بود که پایین‌تر از مقدار گزارش‌شده توسط زمانی و همکاران (۴۶) برای گاوهای هلشتاین همدان (۲۲۸/۱ کیلوگرم) بود. زابزا و همکاران (۴۵) میانگین تولید پروتئین در گاوهای هلشتاین تونس را ۱۸۸/۰۵ کیلوگرم گزاش کردند. براساس گزارش نافذ و همکاران (۳۲) میانگین فاصله بین دو زایش برای گاوهای شمال ایران ۴۱۵ روز می‌باشد. میانگین فاصله بین دو زایش در این تحقیق ۴۱۹ روز محاسبه شد که بیش‌تر از میانگین فاصله بین دو زایش (۳۷۵/۹۷ روز) در گاوهای هلشتاین ایران می‌باشد که توسط شهدادی و همکاران (۳۹) گزارش شد. استرادا لئون و همکاران (۱۰) و هامود و ال زارکونی (۱۵) میانگین فاصله بین دو زایش برای گاوهای هلشتاین مکزیک و مصر را به‌ترتیب ۴۵۳/۹ و ۳۹۳/۸ روز گزارش کردند. به‌طور کلی افزایش فاصله گوساله‌زایی نامطلوب بوده و هنگامی که تقاضا برای تلیسه‌های آبستن زیاد باشد این امر مشهود است (۳۴). نتایج میانگین سن زایش اول گزارش‌شده با گزارش شیرمرادی و همکاران (۴۰) که میانگین سن زایش اول را برای گاوهای هلشتاین ایران ۲۹/۳ ماه گزارش کردند، مطابقت دارد. شهدادی و همکاران (۳۹) گزارش کردند که میانگین روزهای باز (۹۵/۹۸ روز) در گاوهای هلشتاین ایران می‌باشد، که این گزارش با نتیجه تحقیق حاضر مطابقت نداشت. میانگین طول دوره خشکی در این تحقیق۷۰ روز بود که با میزان گزارش‌شده توسط نافذ و همکاران (۳۲) برای گاوهای هلشتاین استان‌های مازندران و گلستان (۷۱ روز) مطابقت داشت.

جدول ۲- آماره‌های توصیفی صفات تولیدی و تولیدمثلی گاوهای شیری هلشتاین استان مازندران

Table 2. Descriptive statistics of productive and reproductive traits in Holstein dairy cattle of Mazandaran province

صفت	تعداد	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	ضریب تغییرات (درصد)
تولید شیر ۳۰۵ روز (کیلوگرم)	۳۱۹۴	۱۰۱۰۶	۳۰۰۰	۱۶۱۶۰	۲۴۵۲	۲۴
تولید چربی ۳۰۵ روز	۳۱۹۴	۱۱۹	۳۹	۴۷۸	۷۶	۶۴
تولید پروتئین ۳۰۵ روز	۳۱۹۴	۱۳۸	۷۱	۳۴۲	۵۶	۴۱
فاصله گوساله‌زایی (روز)	۱۲۹۶۷	۴۱۹	۲۶۰	۷۵۱	۹۳	۲۲
سن هنگام اولین زایش (ماه)	۱۲۹۶۷	۳۰	۲۰	۴۲	۶	۲۱
روزهای باز (روز)	۱۲۹۶۷	۱۲۸	۱۷	۳۲۲	۷۰	۵۴
طول دوره خشکی(روز)	۱۲۹۶۷	۷۰	۱۵	۱۵۰	۱۹	۲۷

برآورد مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفات تولیدی و تولیدمثلی

برآورد مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفات تولیدی در جدول ۳ ارائه شده است. وراثت‌پذیری تولید شیر ۳۰۵ روز در تحقیق حاضر ۰/۳۴ برآورد شد. کوستا و همکاران (۳) گزارش کردند که وراثت‌پذیری تولید شیر در گاوهای هلشتاین برزیل ۰/۳۲ شد، که این گزارش با نتیجه تحقیق حاضر مطابقت داشت. دادپسند و همکاران (۴)، دلیری و همکاران (۵)، هاشمی و همکاران (۱۷) و نافذ و همکاران (۳۲) وراثت‌پذیری تولید شیر گاوهای هلشتاین ایران را در محدوده ۰/۱۹ تا ۰/۳۴ گزارش کردند. مونتالدو و همکاران (۲۶) وراثت‌پذیری تولید شیر در گاوهای هلشتاین شیلی را ۰/۴۴ گزارش کردند. وراثت‌پذیری تولید چربی شیر ۳۰۵ روز و تولید پروتئین شیر ۳۰۵ روز گاوهای هلشتاین مورد بررسی به‌ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۶۵ برآورد شد. براساس گزارش فرهنگ فر و نعیمی پور یونسی (۱۱) وراثت‌پذیری تولید چربی شیر ۳۰۵ روز در گاوهای هلشتاین ایران ۰/۲۳ گزارش شد که مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری با روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) برآورد شد. هامامی و همکاران (۱۴) وراثت‌پذیری تولید چربی ۳۰۵ روز در گاوهای هلشتاین تانزانیا را ۰/۱۷ گزارش کردند. مونتالدو و همکاران (۲۶) نیز وراثت‌پذیری تولید پروتئین شیر ۳۰۵ روز در گاوهای هلشتاین شیلی را ۰/۳۰ گزارش کردند که مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری با نرم‌افزار asreml برآورد شدند. در مجموع، وراثت‌پذیری تولید شیر نشان می‌دهد که می‌توان مقدار تولید شیر را با انتخاب دام‌های با ظرفیت ژنتیکی بیشتر و حذف دام‌های با ظرفیت ژنتیکی کمتر افزایش داد. اختلاف بین مقدار برآورد وراثت‌پذیری صفت تولید شیر در مطالعات مختلف، می‌تواند به‌دلیل عوامل متعددی مانند تنوع ژنتیکی و محیطی، مدیریت گله، تفاوت در سطح تولید گله، مدل آماری مورد استفاده، روش برآورد اجزای واریانس و کوواریانس و نحوه ویرایش داده‌ها باشد. همچنین انتخاب‌های انجام‌شده در طی سالیان متمادی باعث تغییر در مؤلفه‌های واریانس نیز شده‌است. وراثت‌پذیری برای صفات مختلف از یک جمعیت به جمعیت دیگر متفاوت است (۲۲). از طرفی اطلاعات نادرست شجره در برآورد توارث‌پذیری ایجاد اریبی می‌کند و باعث کاهش میزان برآورد می‌شود. هر قدر خطای موجود در شجره بیشتر باشد، کاهش بیشتری در برآورد توارث‌پذیری مشاهده می‌شود (۱۲).

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]

[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

جدول ۳- برآورد اجزای واریانس و وراثت‌پذیری صفات مورد مطالعه با استفاده از تجزیه و تحلیل تک صفتی
Table 3. Estimation of variance components and heritability of studied traits using single trait analysis

صفت	واریانس ژنتیکی افزایشی $\sigma^2_a \pm sd$	واریانس باقیمانده $\sigma^2_e \pm sd$	واریانس فنوتیپی $\sigma^2_p \pm sd$	وراثت‌پذیری h^2
تولید شیر ۳۰۵ روز (کیلوگرم)	۱۸۱۵۰۰۰±۰/۳۱	۳۴۷۹۰۰۰±۰/۲۷	۵۲۹۴۰۰۰±۰/۱۸	۰/۳۴
تولید چربی ۳۰۵ روز (کیلوگرم)	۶۲۳۰۰۰±۰/۲۱	۲۹۳۰۰۰±۰/۲۲	۹۱۶۰۰۰±۰/۲۳	۰/۶۸
تولید پروتئین ۳۰۵ روز (کیلوگرم)	۳۶۶۰۰۰±۰/۱۴	۱۹۳۰۰۰±۰/۱۸	۵۵۹۰۰۰±۰/۲۵	۰/۶۵
فاصله گوساله‌زایی (روز)	۶/۱۳۸±۱۰/۶	۸۹۹/۴±۱۸/۶	۹۰۵/۵۳۸±۲۳/۸	۰/۰۰۷
سن اولین زایش (ماه)	۰/۱۸۵±۰/۳۵	۰/۹۰۷±۰/۳۴	۱/۰۹۲±۰/۴۱	۰/۱۷
روزهای باز (روز)	۱۹۶/۶±۵۲/۳۷	۲۴۹۳±۶۴/۹۹	۲۶۸۹/۶±۳۸/۷	۰/۰۷
طول دوره خشکی (روز)	۲۶/۰۹±۵/۲۷	۳۱۳/۱±۷/۴۹	۳۳۹/۱۹±۱۲/۳	۰/۰۷

برآورد مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفات تولیدمثلی در جدول ۳ آورده شده است. هامامی و همکاران (۱۴) وراثت‌پذیری سن اولین زایش را ۰/۱۳ گزارش کردند که این گزارش تقریبا با تحقیق حاضر مطابقت داشت. این نتایج با گزارشات برخی از پژوهش‌های قبلی از جمله کوله و همکاران (۲) و مونتالدو و همکاران (۲۶) که وراثت‌پذیری را به‌ترتیب ۰/۰۱ و ۰/۰۳ گزارش کردند، مطابقت نداشت. وراثت‌پذیری به‌دست آمده برای روزهای باز در این تحقیق ۰/۰۷ گزارش شد که مشابه برآورد مربوط به گاوهای هلشتاین استان اصفهان (۰/۰۷) بود که توسط سید شریفی و همکاران (۳۸) برآورد گردید. وراثت‌پذیری فاصله دو زایش در تحقیق حاضر ۰/۰۰۷ برآورد شد. نافذ و همکاران (۳۲) وراثت‌پذیری فاصله دو زایش در گاوهای هلشتاین استان‌های مازندران و گلستان را ۰/۰۴ گزارش کردند. پایین بودن وراثت‌پذیری برای صفات تولیدمثلی فوق می‌تواند نشان‌دهنده تأثیر سهم عمده‌ای از تفاوت‌های فنوتیپی موجود برای هر صفت در بین جمعیت گاوهای هلشتاین، ناشی از تفاوت‌های محیطی و مدیریتی بین آن‌هاست. این نتایج نشان می‌دهد که بهبود این صفات از طریق انتخاب زمانی امکان‌پذیر است که دقت انتخاب از طریق صفات همبسته افزایش یابد و به‌منظور افزایش باروری گاوها، توجه به بهداشت گله، تشخیص به‌موقع فحلی و تغذیه بهتر دام‌ها یک امر ضروری است (۲۲).

همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات مورد مطالعه

همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات مورد مطالعه در جدول ۴ آورده شده است. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر و مقدارچربی مثبت و به‌ترتیب ۰/۴۸ و ۰/۲۷ برآورد شد. زمانی و همکاران (۴۶) همبستگی ژنتیکی بین تولید شیر و چربی در گاوهای هلشتاین استان همدان را ۰/۶ گزارش کردند.

فرهنگ‌فر و نعیمی‌پور یونسی (۱۱) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر و چربی ۳۰۵ روز در گاوهای هلشتاین ایران را به‌ترتیب ۰/۶۱ و ۰/۶۵ گزارش‌کردند. همبستگی ژنتیکی نسبتاً بالای تولید شیر با تولید پروتئین ۰/۷۹ برآورد شد که نشان می‌دهد انتخاب براساس تولید شیر می‌تواند احتمالاً بهبود ژنتیکی تولید پروتئین را در پی‌داشته باشد. همبستگی فنوتیپی بین تولید شیر و تولید پروتئین ۰/۳۶ برآورد شد. تنوع ژنتیکی برای تولید پروتئین شیر در برنامه‌های اصلاح نژادی، این اجازه را می‌دهد که بتوان از طریق انتخاب، افزایش پروتئین شیر را مورد توجه قرار داد. همبستگی تولید شیر با سن اولین زایش منفی ۰/۰۰۳- برآورد شد. همبستگی ژنتیکی منفی بین این دو صفت نشان می‌دهد گاوهای با ارزش اصلاحی زیاد برای تولید شیر برای سن اولین زایش ارزش اصلاحی کمتری دارند و این امر می‌تواند در سطح ژنتیکی موجب افزایش طول عمر اقتصادی حیوان گردد. از طرف دیگر، همبستگی فنوتیپی مثبت بین صفات مورد نظر (۰/۰۳) نشان می‌دهد تلیسه‌هایی که در سنین بالاتر زایش می‌نمایند، تولید شیر زیادتری دارند. توجه به این نکته نیز ضروری است که کاهش سن زایش، منجر به افزایش سخت‌زایی می‌شود. نافذ و همکاران (۳۲) همبستگی ژنتیکی صفت تولید شیر با طول دوره خشکی را منفی (۰/۰۴-) گزارش‌کردند که این گزارش با نتایج تحقیق حاضر مطابقت داشت و همچنین همبستگی ژنتیکی صفت تولید شیر با فاصله گوساله‌زایی مثبت (۰/۲۳) برآورد شد. همبستگی ژنتیکی مثبت بین صفات تولیدی و فاصله گوساله‌زایی نشان می‌دهد که حیواناتی که برای صفات تولیدی ارزش ژنتیکی بالایی دارند، فاصله گوساله‌زایی طولانی‌تری خواهند داشت (۱۹). مثبت بودن این همبستگی نامطلوب است، زیرا افزایش فاصله بین دو زایش متوالی می‌تواند منجر به کاهش تعداد گوساله‌های متولد شده در طول عمر اقتصادی هر گاو در گله شود. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر و روزهای باز در این تحقیق ۰/۱۸ و ۰/۰۲ برآورد گردید. وجود همبستگی مثبت بین دو صفت مذکور نامطلوب است، زیرا افزایش روزهای باز منجر به افزایش فاصله گوساله‌زایی می‌شود. این امر در طول دوره اقتصادی گاو در گله می‌تواند باعث کاهش تعداد گوساله‌های متولد شده از هر گاو ماده شود. وجود همبستگی مثبت بین دو صفت مذکور نشان می‌دهد که گاوهای با تولید بالاتر، روزهای باز بیشتر و به‌دنبال آن باروری کمتری دارند. همبستگی فنوتیپی مثبت بین تولید شیر و سن در اولین زایش و طول دوره خشکی نشان می‌دهد که با انتخاب حیوانات با تولید بالا طول روزهای خشک و سن در اولین زایش افزایش می‌یابد که از لحاظ اقتصادی مطلوب نیست (۱۸). همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید چربی و سن اولین زایش به‌ترتیب مثبت (۰/۱۴) و مثبت (۰/۰۶) برآورد گردید. در این تحقیق همبستگی ژنتیکی بین روزهای باز و مقدار تولید چربی ۳۰۵ روز ۰/۶۲ برآورد شد که با نتایج گزارش شده توسط توقیانی (۴۱) مطابقت داشت. رابطه نامطلوب بین صفات تولیدی و تولیدمثلی در تحقیقات زیادی

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]
[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش‌های انجام‌شده نشان می‌دهد که بر حسب سطح تولید گله‌ها که بیانگر وضعیت مدیریت اعمال شده در آنهاست همبستگی نامطلوب بین تولید شیر و تولیدمثل گاوها مشاهده می‌شود (۳). همبستگی ژنتیکی سن اولین زایش با فاصله زایش ۰/۷۲ و با طول دوره خشکی ۰/۰۶ برآورد شد. نافذ و همکاران (۳۲) همبستگی‌های به‌دست آمده برای صفات مذکور را به‌ترتیب ۰/۳۲- و ۰/۱ گزارش کردند. همبستگی ژنتیکی مثبت بین صفات سن اولین زایش و فاصله گوساله‌زایی نشان می‌دهد که انتخاب برای گاوهایی که سن اولین زایش کمی دارند باعث افزایش فاصله گوساله‌زایی می‌شود و همچنین نشان می‌دهد که گاوهای با سن گوساله‌زایی پایین تمایل دارند فاصله گوساله‌زایی کوتاهی داشته باشند و این تلیسه‌ها زمان کافی برای بازسازی ذخایر انرژی را دارند و سریعا در شرایط تغذیه‌ای به‌حالت استروس بر می‌گردند و همبستگی منفی نشان می‌دهد که تلیسه‌های جوانتر نسبت به تلیسه‌ها با سن بالاتر دیرتر برگشت فحلی دارند که می‌تواند به‌دلایل تغذیه ناکافی باشد (۲۸). همبستگی فنوتیپی سن زایش اول با طول دوره خشکی در این مطالعه (۰/۱۳) کم و مثبت برآورد شد. مور و همکاران (۳۰) همبستگی ژنتیکی مثبت بین سن اولین زایش و طول دوره خشکی گزارش کردند. در این مطالعه، صفت طول دوره خشکی با فاصله دو زایش همبستگی ژنتیکی (۰/۹۵) و فنوتیپی (۰/۳۳) مثبت داشت. در تحقیق حاضر همبستگی ژنتیکی فاصله گوساله‌زایی و روزهای باز نیز ۰/۶۹ برآورد گردید. در این مطالعه همبستگی ژنتیکی طول دوره خشکی با فاصله زایش بسیار زیاد و قوی برآورد گردید. طول دوره خشکی با فاصله گوساله‌زایی و روزهای باز همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی مثبت داشت. می‌توان گفت در سطح ژنتیکی، گاوهایی که با تعداد کمتری تلقیح یا نوبت جفت‌گیری طبیعی آبستن می‌شوند دارای طول دوره خشکی کوتاه‌تری هستند (۲۷). در این تحقیق همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفت سن اولین زایش و روزهای باز ۰/۶۷ و ۰/۲ برآورد شد. با توجه به همبستگی مثبت بین دو صفت سن اولین زایش و روزهای باز، هرچه سن اولین زایش بیشتر باشد موجب افزایش هزینه‌های تولید می‌شود و برای روزهای باز، اگر انتخاب مداوم بر تولید شیر انجام شود باعث کاهش شایستگی گاوها برای باروری می‌شود.

جدول ۴- ضرایب همبستگی ژنتیکی (بالای قطر)، فنوتیپی (زیر قطر) و وراثت‌پذیری (روی قطر) صفات تولیدی و تولیدمثلی گاوهای شیری هلشتاین استان مازندران

Table 4. Genetic (upper diagonal), phenotypic correlation (lower digonal) coefficients and heritability (diagonal) for productive and reproductive traits in Holstein dairy cattle of Mazandaran province

صفت trait	تولید شیر MY	مقدار چربی FY	مقدار پروتئین PY	طول دوره خشکی LDP	فاصله گوساله‌زایی CI	سن اولین زایش AFC	روزهای باز OD
تولید شیر MY	۰/۳۴	۰/۴۸	۰/۷۹	-۰/۰۴	۰/۲۳	-۰/۰۰۳	۰/۱۸
مقدار چربی FY	۰/۲۷	۰/۶۸	۰/۳۲	۰/۱۱	-	۰/۱۴	۰/۶۲
مقدار پروتئین PY	۰/۳۶	۰/۵۱	۰/۶۵	-۰/۱۴	۰/۵۵	۰/۳۹	۰/۲۸
طول دوره خشکی LDP	۰/۰۲	۰/۰۰۶	۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۹۵	۰/۰۶	۰/۵۳
فاصله گوساله‌زایی CI	-۰/۰۰۹	-	-۰/۰۵	۰/۳۳	۰/۰۰۷	۰/۷۲	۰/۶۹
سن اولین زایش AFC	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۶۷
روزهای باز OD	۰/۰۲	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۶	۰/۱۹	۰/۹۴	۰/۲	۰/۰۷

همبستگی ژنتیکی مثبت بین تولید شیر ۳۰۵ روز و چربی شیر ۳۰۵ روز (۰/۴۸) نشان می‌دهد که بهبود در تولید شیر باعث افزایش تولید چربی شیر می‌شود. از آن‌جایی که همبستگی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و تولید پروتئین ۳۰۵ روز ۰/۷۹ برآورد شد، تنوع‌ژنتیکی برای تولید پروتئین شیر در برنامه‌های اصلاح‌نژادی، این اجازه را می‌دهد که بتوان از طریق انتخاب، افزایش پروتئین شیر را مورد توجه قرار داد. بنابراین، با توجه به اینکه هدف اصلاح‌نژاد دام بهبود ژنتیکی دام‌ها برای صفات اقتصادی است لذا به‌نظر می‌رسد ارزیابی ژنتیکی گاوهای هلشتاین برای صفات تولیدی مانند پروتئین شیر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد. همبستگی ژنتیکی بین صفات تولیدی و تولیدمثلی نشان‌دهنده مکانیزم فیزیولوژیکی و ژنتیکی مشترک برای کنترل این صفات می‌باشد. در این پژوهش میزان وراثت‌پذیری برای صفات تولیدمثلی خیلی پایین بود لذا، در صورت انتخاب برای این صفات سرعت پیشرفت ژنتیکی کم خواهد بود. بنابراین برای انتخاب صفات مورد نظر، باید صحت انتخاب را از طریق اطلاعات صفات همبسته و خویشاوندان افزایش داد. مطالعات زیادی همبستگی منفی بین تولید شیر و صفات مربوط به باروری را نشان می‌دهد، اما آنچه واضح است این است که میزان رابطه نامطلوب بین این صفات بستگی به سطح مدیریت گله دارد. همبستگی ژنتیکی بین صفات تولیدی و تولیدمثلی در این پژوهش نشان می‌دهد با بهبود در صفات تولیدی (شیر، چربی و پروتئین)، سن اولین زایش کاهش، طول دوره خشکی و فاصله گوساله‌زایی و روزهای باز افزایش می‌یابد. با توجه به همبستگی ژنتیکی منفی بین صفات تولیدی و تولیدمثلی، انتخاب برای افزایش صفات تولیدی، منجر به کاهش عملکرد تولیدمثلی می‌گردد. لذا، به‌منظور افزایش ظرفیت ژنتیکی صفات تولیدی و تولیدمثلی و طول عمر اقتصادی باید برنامه‌های اصلاح‌نژاد دام براساس یک شاخص انتخاب که در آن ارزش اصلاحی دام گنجانده شده است، تنظیم شوند.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]

[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

منابع

1. Barazandeh, A., M.R. Mohammadabadi, M. Ghaderi and H. Nezamabadipour. 2016. Predicting CpG islands and their relationship with genomic feature in cattle by hidden markov model algorithm. Iranian Journal of Applied Animal Science, 6: 571-579.
2. Cole, J.B. and D.J. Null. 2010. Age at first calving in Holstein cattle in the United States. Journal of Dairy Science, 93: 594.
3. Costa, C.N., C.M.R.D. Melo, I.U. Packer, A.F.D. Freitas, N.M. Teixeira and J.A. Cobuci. 2008. Genetic parameters for test day milk yield of first lactation Holstein cows estimated by random regression using Legendre polynomials. Revista Brasileira de Zootecnia, 37(4): 602-608.
4. Dadpasand Taromsari, M. 2005. Comparison between different methods for genetic parameters estimation and genetic evaluation of productive life in Holstein cattle of Iran. Ph. D. dissertation, University of Tehran, Iran (In Persian).
5. Daliri, Z., S.H. Hafezian, A.A. Shadparvar and G. Rahimi. 2007. Prediction of true herd life using genetic evaluation of first lactation traits, In: Proceeding of 2nd Congress on Animal and Aquatic Sciences. 16 -17 May, Karaj, Iran, 1147-1149 (In Persian).
6. Dematawewa, C.M.B. and P.J. Berger. 1998. Genetic and phenotypic parameters for 305-day yield, fertility, and survival in Holsteins. Journal of dairy science, 81(10): 2700-2709.
7. Do, C., N. Wasana, K. Cho, Y. Choi, T. Choi, B. Park and D. Lee. 2013. The effect of age at first calving and calving interval on productive life and lifetime profit in Korean Holsteins. Asian-Australasian journal of animal sciences, 26(11): 1511.
8. Ebrahimi, Z., M.R. Mohammadabadi, A.K. Esmailizadeh, A. Khezri and A. Najmi Noori. 2015a. Association of PIT1 gene with milk fat percentage in Holstein cattle. Iranian Journal of Applied Animal Science, 5: 575-582.
9. Ebrahimi, Z., M.R. Mohammadabadi, A.K. Esmailizadeh and A. Khezri. 2015b. Association of PIT1 gene and milk protein percentage in Holstein cattle. Journal of Livestock Science and Technologies, 3: 41-49.
10. Estrada-Leon, R.J., J.G. Magana and J.C. Segura Correa. 2008. Genetic parameter for reproductive trait of Brown swiss cow in the tropic of Mexico. Journal of Animal. Veterinary Advance, 7: 124-129.
11. Farhangfar, H. and H. Naeemipouri. 2007. Estimation of genetic and phenotypic parameters for production and reproduction traits in Iranian Holsteins. Journal of Agriculture Science and Technologies, 1: 431-440 (In Persian).
12. Geron, A. F., T. Strine, J.J. Colleau, J. Pederson, J. Pribyl and N. Reinsch. 1997. Economic values in dairy cattle breeding with special reference to functional traits. Livestock Production Science, 49(1): 1-21.
13. Ghasemi, M., A. Baghizadeh and M.R.M. Abadi. 2010. Determination of genetic polymorphism in Kerman Holstein and Jersey cattle population using ISSR markers. Australian Journal of Basic and Applied Sciences, 4: 5758-5760.
14. Hammami, H., B. Rekik, H. Soyeurt, A. Ben-Gara and N. Gengler. 2008. Genetic parameters for Tunisian Holsteins using a test-day random regression model. Journal of Dairy Science, 91: 2118-2126.
15. Hammoud, M.A. and S.Z. EI-Zarkouny. 2010. Effect of sire, age at first calving, season and year of calving and parity on reproductive performance of Friesian cattle under semiarid conditions in Egypt. Archive of Zootech, 13(1): 60-82.
16. Hansen, L.B., A.E. Freeman and P.J. Berger. 1983. Yield and fertility relationships in dairy cattle. Journal of Dairy Science, 66: 293-305.
17. Hashemi, A., I. Bernousi, S. Razzagh Zadeh and M. Ranjbari. 2009. Estimates of genetic parameters of productive traits in Holstein-Native crossbreds in W. Azarbaijan Province-Iran. Journal of Animal and Vet Advances, 8(5): 917-919.
18. Javed, K., M. Abdullah, M. Akhtar and M. Afzal. 2004. Phenotypic and genetic correlations between first lactation milk yield and some performance traits in Sahiwal cattle. Pakistan Veterinary Journal, 2: 9-12.
19. Kadarmideen, H.N., R. Thompson, M.P. Coffey and M.A. Kossaibati. 2004. Genetic parameters and evaluations from single- and multiple-trait analysis of dairy cow fertility and milk production. Livestock Production Science, 81: 183-195.
20. Kharrati Koopaei, H., MR. Mohammad Abadi, S. Ansari Mahyari, AR. Tarang, P. Potki and A.K. Esmailizadeh. 2012. Effect of DGAT1 variants on milk composition traits in Iranian Holstein cattle population. Animal Science Papers and Reports, 30(3): 231-240.
21. Kharrati Koopaei, H., M.R. Mohammadabadi, S. Ansari Mehyari, A.K. Esmailizadeh, A. Tarang and M. Nikbakhti. 2011. Genetic variation of DGAT1 gene and its association with milk production in Iranian Holstein cattle breed population. Iranian Journal of Animal Science Research, 3(2): 185-192 (In Persian).

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]

[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

22. Makgahlela, M. L., C.B. Banga, D. Norris, K. Dzama and J.W. Ngambi. 2008. Genetic analysis of age at first calving and calving interval in South African Holstein cattle Asian. Journal of Animal Vet Adv, 3(4): 197-205.
23. Malhado, C.H.M., A.C.M. Malhado, R. Martins Filho, P.L.S. Carneiro, A. Pala and J.A. Carrillo. 2013. Age at first calving of Nellore cattle in the semi-arid region of northeastern Brazil using linear, threshold, censored and penalty models. Livestock Science, 154(1): 28-33.
24. Misztal M.L. 1999c. THRGIBBS1F90 Manual. Available from URL: http://nce.ads.uga.edu/igancy/numpub/bilupf90/docs/thrgibbs1f90.pdf.
25. Mohammad Abadi, M.R. and A. Mohammadi. 2010. Study of beta-lactoglobulin genotypes in native and Holstein cattle of Kerman province. Journal of Animal Productions, 12(2): 61-67.
26. Montaldo, H.H., C. Trejo and C. Lizana. 2017. Genetic parameters for milk yield and reproduction traits in the Chilean Dairy Overo Colorado cattle breed. Ciencia e Investigacion Agraria, 44(1): 24-34.
27. Moore, R.K., B.W. Kennedy, L.R. Schaeffer and J.E. Moxley. 1990. Relationships between reproduction traits, age and body weight at calving and days dry in first lactation Ayrshire and Holsteins. Journal of Dairy Science, 73: 835-842.
28. Mostert, B.E., H.E. Theron and F.H.J. Kanfer. 2006. Test-day model for South African for participation in the international evaluations. Sourth African Journal Animal Science, 36: 58-70.
29. Mrode, R.A. 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. Second Edition. CABIPublishing.
30. Muir, B.L., J. Fatehi and L.R. Schaeffer. 2004. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. Journal of dairy science, 87: 3029-3037.
31. Naeemipour Younesi, H. and M.M. Shariati. 2016. Multivariate genetic analysis of productive and reproductive traits in first lactation Holsteins in arid climate of Iran. Journal of Ruminant Research, 3(4).
32. Nafez, M., S. Zerehdaran, S. Hasaniv and R. Samiee. 2012. Genetic evaluation of productive traits and reproductive traits in Holstein cows in the north of Iran. Iranian Journal of Animal Science Research, 4(1): 69-77.
33. Nosrati, M. and M. Tahmorspour. 2011. Genetic evaluation and estimation of trait production and reproductive traits of Holstein cows in Khorasan Razavi province using multivariate analysis. Iranian Journal of Animal Science Research, 3(3): 280-286.
34. Ojango, J.M.K. and G.E. Pollott. 2001. Genetic of milk yield and fertility traits in Holstein-Friesian cattle on large scale Kenyan farms. Journal of Animal Science, 79: 1742-1750.
35. Pasandideh, M., MR. Mohammadabadi, A.K. Esmailizadeh and A. Tarang. 2015. Association of bovine PPARGC1A and OPN genes with milk production and composition in Holstein cattle. Czech. Journal of Animal Science, 60: 97-104.
36. Plummer, M., N. Best, K. Cowles and K. Vines. 2006. "coda: Convergence diagnosis and output analysis for MCMC." R News, 6(1): 7-11. URL http://CRAN.R-project.org/doc/ Rnews/.
37. Rafiee, F., N. Emam Jome Kashan and Sh. Nane Karani. 2007. Aplication of Linear models in prediction breeding value of animals (translate). Haghshenas publishing, 444 pp.
38. Seyed Sharifi, R., K. Karari Nayeri, N. Hedayat Ivrigh, J. Seyf Davati and M. Bohloli. 2017. Genetic study of some type traits, production, reproduction and survival in Holstein cattle of Isfahan province. Journal of Animal Environment, 9(3).
39. Shahdadi, A.R., S. Hassani, D.A. Saghi, M. Ahani Azari, A.R. Eghbal and A. Rahimi. 2014. Estimation of genetic parameters of first lactation production and reproduction traits in Iranian Holstein dairy cows. Journal of Ruminant Research, 1(4).
40. Shirmoradi, Z., A.R. Salehi, R. Pahlavan and M.R. Mollasalehi. 2010. Genetic parameters and trend of production and reproduction traits In Iranian Holstein cattle. Journal of Animal Production, 12(2): 21-28.
41. Toghiani, S. 2012. Genetic relationships between production traits and reproductive performance in Holstein dairy cows. Archiv Tierzucht, 55(5): 458-468.
42. Van Tassell, C.P and L.D. Van Vleck. 1996. Multiple-trait Gibbs sampler for animal models: flexible programs for Bayesian and likelihood-based (co) variance component inference. Journal of Animal Science, 74(11): 2586-2597.
43. Walsh, S.W., E.J. Williams and A.C.O. Evans. 2011. A review of the causes of poor fertility in high milk producing dairy cows. Animal reproduction science, 123(3): 127-138.
44. Yousefi-Golverdi, A., H. Hafezian, Y. Chashnidel and A. Farhadi. 2012. Genetic parameters and trends of production traits in Iranian Holstein population. African Journal of Biotechnology, 11(10): 2429-2435.
45. Zaabza, H.B., A.B. Gara, H. Hammami, M.A. Ferchichi and B. Rekik. 2016. Estimation of variance components of milk, fat, and protein yields of Tunisian Holstein dairy cattle using Bayesian and REML methods. Archives Animal Breeding, 59(2): 243-248.
46. Zamani, P., S.A. Tahaee and A. Ghazikhani Shad. 2015. Genetic analysis of milk yield traits in first lactation of dairy cattle of Hamedan province. Journal of Animal Science Research, 26(2): 13-21.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]

[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]

Estimation of Genetic Parameters for Production and Reproduction Traits of Holstein Cows of Mazandaran Province using Bayesian Approach

Kosar Kamel[1], Seyed Hassan Hafezian[2] and Mohsen Gholizadeh[3]

1 and 3- Graduated M.Sc. Student and Assistant Professor, Department of Animal Science, Sari Agriculture Sciences and Natural Resources University
2- Associate Professor, Department of Animal Science, Sari Agriculture Sciences and Natural Resources University
(Corresponding author: hassanhafezian@yahoo.com)
Received: December 31, 2018 Accepted: July 8, 2019

Abstract

The present study was conducted to estimate the genetic and phenotypic parameters of productive and reproductive traits of Holstein cows in Mazandaran Holstein dairy cattle. To this purpose, data 39792 records of Holstein cows collected at Mahdasht Milk and Meat Company in sari during 1986 to 2015 were used. Productive traits included corrected 305 days milk records, fat and protein production, and reproductive traits were age at first calving, calving interval, dry period and days open. Genetic parameters were estimated by THRGIBBS1F90 software under single trait animal model using Bayesian statistical method based on Gibbs sampling approach. A total of 200000 cycles were implemented among which the first, 20000 cycles were considered as burn-in period. Heritabilities obtained as 0.34, 0.68, 0.65, 0.17, 0.007, 0.07 and 0.07 for milk production, fat production, protein production, age at first calving, calving interval, dry period and days open, respectively. The genetic correlation between milk production and fat production was 0.48. Genetic correlation between milk production, fat production and protein production with age at first calving was -0.003, 0.14 and 0.39, respectively, Genetic correlation between milk and protein production with calving interval was estimated to be 0.23 and 0.55, respectively. According to the results, correlations between production and reproduction traits could be considered in breeding programs.

Keywords: Bayesian method, Gibbs sampling, THRGIBBS1F90, Genetic parameter, Holstein cows

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2025-07-12]

[DOI: 10.29252/rap.10.25.104]