

برآورد پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روز آزمون شیر گاوهای هلشتاین استان تهران با استفاده از مدل تابع کواریانس

همایون فرهنگفر^{۱*}، محدثه سالاری^۲ و محمدرضا اصغری^۳

تاریخ دریافت: ۹۲/۳/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۹/۱۷

^۱ استاد گروه علوم دامی دانشگاه بیرجند

^۲ دانش‌آموخته کارشناسی ارشد گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه بیرجند

^۳ مربی گروه علوم دامی دانشگاه بیرجند

* مسئول مکاتبه: Email: hfarhangfar@birjand.ac.ir

چکیده

زمینه مطالعاتی: برای طرح‌ریزی یک برنامه اصلاح‌نژادی موفق، آگاهی از پارامترهای ژنتیکی صفات اقتصادی اهمیت زیادی دارد. **هدف:** این تحقیق با هدف برآورد پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روز آزمون شیر گاوهای هلشتاین استان تهران انجام شد. **روش کار:** رکوردها توسط مرکز اصلاح‌نژاد دام کشور طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۸ گردآوری شده بود. ویرایش داده‌های خام، توسط نرم‌افزارهای بانک اطلاعاتی اکسل و فاکس پرو انجام شد که در آن تعداد روزهای شیردهی در دامنه ۳۰۵-۵ روز و سن نخستین زایش به ۳۶-۱۸ ماه محدود گردید. داده‌های نهایی شامل ۱۲۲۸۵۰ رکورد روز آزمون شیر مربوط به ۱۲۲۸۵ رأس گاو هلشتاین زایش اول (هر گاو با ۱۰ رکورد) در ۱۴۷ گله بود. تجزیه و تحلیل عوامل محیطی توسط یک مدل مختلط خطی انجام شد. مدل مزبور شامل گروه تولید، سال زایش، فصل تولید، نوع اسپرم، اثرات متقابل دوطرفه، و متغیرهای کمکی مربوط به تابع ویلمینک، سن گاو هنگام رکوردگیری، درصد ژن هلشتاین و اثر تصادفی پدر حیوان بود. تجزیه و تحلیل ژنتیکی داده‌ها با استفاده از یک مدل تابع کواریانس بر پایه چندجمله‌ای‌های متعامد لژاندر انجام شد. **نتایج:** همه‌ی اثرات گنجانده شده در مدل مختلط، بر رکوردهای روز آزمون شیر اثر معنی‌دار آماری داشتند ($P < 0.001$). کمترین و بیشترین واریانس ژنتیکی افزایشی به‌ترتیب مربوط به ابتدا (۳/۶۷۸) توان دوم کیلوگرم) و انتهای (۸/۲۰۵) توان دوم کیلوگرم) دوره‌ی شیردهی بود. بیشترین واریانس محیط دائمی و باقی‌مانده به‌ترتیب در انتها (۱۷/۷۱) توان دوم کیلوگرم) و ابتدای (۱۹/۲۵) توان دوم کیلوگرم) دوره‌ی شیردهی حاصل شد. کمترین وراثت‌پذیری شیر روز آزمون در ماه اول شیردهی (۰/۰۹۹) و بزرگترین آن مربوط به ماه شیردهی هفتم (۰/۲۵۱) بود. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی رکوردهای روز آزمون با افزایش فاصله بین آن‌ها کاهش یافت. **نتیجه‌گیری نهایی:** نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رکوردهای روز آزمون شیر گاوهای شیری ایران در ماه‌های مختلف شیردهی، تظاهری از یک صفت واحد نیستند؛ و لذا برای ارزیابی ژنتیکی باید از مدل‌های روز آزمون با تابعیت تصادفی استفاده نمود.

واژگان کلیدی: وراثت‌پذیری، مدل تابع کواریانس، شیر روز آزمون، گاو هلشتاین

مقدمه

در حال حاضر، انتظار از گاوهای شیری آن است که مقادیر زیادی شیر تولید کنند تا نیازهایی که در اثر رشد جمعیت در جهان به وجود می‌آید، برآورده شود. میزان زیاد تولید شیر زمانی ممکن است که زمینه ژنتیکی دام با یک مدیریت قوی توأم گردد. گرچه به نظر برخی محققان نظیر رستمی‌انگاسی و سوداگر امیری (۱۳۸۹) گاو هلشتاین به دلیل ظرفیت ژنتیکی تولید، به عنوان بهترین نژاد شیری مطرح می‌باشد؛ ولی واقعیت آن است که در شرایط محیطی مختلف، عملکرد متفاوتی دارد (روک ۱۹۸۶). این امر به ویژه هنگامی که اثر متقابل بین ژنوتیپ و محیط وجود داشته باشد، اهمیت بیشتری دارد؛ زیرا نادیده گرفتن آن، سبب کاهش کارایی برنامه‌های اصلاح نژادی می‌گردد (بهلولی و همکاران ۱۳۹۲).

برای هر صفت کمی مهم از نظر اقتصادی، برآورد مؤلفه‌های واریانس در برنامه‌های اصلاح نژاد اهمیت فراوانی دارد؛ چون با برآورد واریانس‌های افزایشی و غیرافزایشی (در صورت امکان) می‌توان مقدار توارث یک صفت را پیش‌بینی کرد. به عبارت دیگر، برآورد وراثت‌پذیری صفات مختلف و اثر عوامل محیطی دائمی نیازمند برآورد مؤلفه‌های واریانس افزایشی و غیرافزایشی است (امام‌جمعه کاشان ۱۳۸۷). همچنین با استفاده از مؤلفه‌های واریانس و کواریانس می‌توان پارامترهای ژنتیکی لازم برای طراحی برنامه‌های اصلاح نژاد را برآورد کرد (فرهنگ‌فر و رضایی ۱۳۸۳). فزون بر آن، پارامترهای ژنتیکی برای پیش‌بینی ارزش اصلاحی (با روش شاخص انتخاب و BLUP) و محاسبه پیشرفت ژنتیکی لازم است (امام‌جمعه ۱۳۷۶).

تولید شیر یکی از صفات تکرار شده در زمان است که به صورت منظم و طی روزهای شیردهی، رکوردبرداری می‌شود. در هر بار رکوردگیری، مقدار شیر تولیدی شبانه روز ثبت می‌شود که به آن

اصطلاحاً رکورد روز آزمون می‌گویند. با توجه به این که متوسط فاصله رکوردبرداری‌ها، حدوداً ۳۰ روز است، لذا برای گاوهای با دوره‌ی تولید کامل ۳۰۵ روز، ۱۰ رکورد روز آزمون ثبت می‌شود (جامروزیک و شفر ۱۹۹۷).

در سال‌های اخیر، استفاده از مدل‌های روز آزمون برای آنالیز صفات مربوط به شیر و بررسی پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی آن‌ها به منظور پیشینه نمودن استفاده از اطلاعات موجود به جای مدل سنتی ۳۰۵ روز، افزایش یافته است (بیگناردی و همکاران ۲۰۰۹؛ جنسن ۲۰۰۱ و وارگاس و همکاران ۱۹۹۸). همچنین این مدل‌ها امکان استفاده از رکوردهای ناقص گاوهای در حال رکوردگیری و یا حیوانات حذف شده را نیز فراهم نموده و سبب کاهش هزینه‌های رکوردبرداری می‌گردد (جنسن ۲۰۰۱). این مدل‌ها ناهمگن بودن واریانس ژنتیکی و محیطی را در طول دوره‌ی شیردهی در نظر می‌گیرند (می‌یر و همکاران ۱۹۸۹). کاهش فاصله نسل از طریق ارزیابی ژنتیکی در زمان کوتاه‌تر (جامروزیک و همکاران ۱۹۹۷) و افزایش صحت انتخاب از مزایای دیگر مدل‌های روز آزمون محسوب می‌گردد (بلال و همکاران ۲۰۰۸). از میان مدل‌های مختلف روز آزمون، استفاده از مدل رگرسیون تصادفی به دلیل رفع نواقص مربوط به مدل‌های روز آزمون با رگرسیون ثابت، بیش از سایر مدل‌ها مورد توجه قرار گرفته است.

ایده کلی استفاده از مدل روز آزمون با رگرسیون تصادفی در سال ۱۹۸۲ توسط هندرسون پیشنهاد شد و شفر و دیکرس (۱۹۹۴) از آن برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری استفاده کردند (شفر ۲۰۰۴). در مدل رگرسیون تصادفی اثر ژنتیکی افزایشی حیوان با تعدادی ضریب رگرسیون تصادفی جایگزین می‌شود. بدین ترتیب، منحنی شیردهی هر حیوان از طریق برازش ضرایب رگرسیون تصادفی برای هر حیوان در مدل منظور می‌گردد. منظور نمودن شکل خاص منحنی شیردهی هر حیوان در مدل، محاسبه معیارهای ژنتیکی تداوم شیردهی از طریق پارامترهای برآورد شده در مدل رگرسیون تصادفی و در نتیجه ارزیابی توأم حیوانات برای تداوم شیردهی را امکان‌پذیر

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه از رکوردهای روز آزمون شیر گاوهای هلشتاین استان تهران، جمع‌آوری شده توسط مرکز اصلاح‌نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۸ استفاده شد. ویرایش اولیه داده‌ها توسط نرم‌افزارهای بانک اطلاعاتی اکسل (نسخه ۲۰۱۰) و فاکس-پرو (نسخه ۲/۶) انجام شد که در آن تعداد روزهای شیردهی به ۳۰۵-۵ روز و سن در زمان زایش به ۱۸ تا ۳۶ ماه محدود شد. کمینه و بیشینه تولید شیر روزانه گاوها در محدوده ۳ تا ۶۰ کیلوگرم بود. اطلاعات نهایی شامل ۱۲۲۸۵۰ رکورد روز آزمون مربوط به ۱۲۲۸۵ رأس گاو هلشتاین (۱۰ رکورد کامل) در ۱۴۷ گله بود. نظر به اینکه کلیه گاوهای تحت مطالعه در این تحقیق، دارای ۱۰ رکورد روز آزمون بودند، نمونه مورد بررسی، یک نمونه‌ی خاص از جمعیت گاوهای استان تهران محسوب می‌گردد. ضمن آن که به دلیل شرایط مذکور، ارببی ناشی از انتخاب تا حدودی در برآورد اجزای واریانس - کواریانس وجود خواهد داشت.

در جدول ۱ برخی از شاخص‌های آمار توصیفی رکوردهای روز آزمون شیر در دوره‌ی اول شیردهی ارائه شده‌اند. بر اساس جدول مزبور، اولین رکورد روز آزمون گاوها، حدود ۱۵ روز پس از زایش آن‌ها حاصل شده است. جهت بررسی اثر سازه‌های محیطی و اثرات متقابل بین آن‌ها بر روی صفت تولید شیر روز آزمون، از رویه مختلط نرم‌افزار آماری SAS (نسخه ۹/۲) استفاده شد.

می‌سازد (جاکوبسون و همکاران ۲۰۰۲؛ جامروزیک و همکاران ۲۰۰۲؛ جامروزیک و شفر ۱۹۹۷ و شفر ۲۰۰۴).

استفاده از مدل‌های رگرسیون تصادفی، امکان مطالعه تغییرات ژنتیکی صفت را در طول زمان فراهم می‌نماید و به محقق این اجازه را می‌دهد که با انتخاب حیوانات مورد نظر، اقدام به تغییر الگوی کلی و معمول صفت مورد بررسی در طول زمان، نظیر منحنی شیردهی و منحنی رشد نماید (شفر ۲۰۰۴). ویژگی‌های مناسب چندجمله‌ای‌های متعامد لژاندر سبب شده است که از آن‌ها در مطالعات بسیاری بهره گیرند. علاوه بر سهولت استفاده از آن‌ها (مرود و تامپسون ۲۰۰۵) ضرایب حاصل، در تحلیل الگوهای تنوع ژنتیکی بسیار مفید است (پول و همکاران ۲۰۰۰) چون برای آن‌ها هیچ‌گونه پیش فرضی در رابطه با شکل منحنی شیردهی لازم نیست (می‌یر ۱۹۹۸ الف)؛ همچنین تغییرات آن‌ها تدریجی است و نوسانات لحظه‌ای ندارند (کرک پاتریک و همکاران ۱۹۹۰). به نظر می‌رسد این چندجمله‌ای‌ها برای ارزیابی تولید شیر در طول یک شیردهی کامل گاوهای شیری با مدیریت‌های متفاوت مناسب باشد (ریکیا و همکاران ۱۹۹۹؛ جینگر و همکاران ۱۹۹۹ و برودراستون و همکاران ۲۰۰۰). مدل روز آزمون بر اساس توابع کواریانس، روش دیگر مورد استفاده در ارزیابی ژنتیکی است (کرک پاتریک و همکاران ۱۹۹۴). در حقیقت توابع کواریانس بسط مدل‌های چندمتغیره و روز آزمون با رگرسیون تصادفی است که توسط آن می‌توان تغییرات پیوسته واریانس و کواریانس رکوردهای روز آزمون را در بخش‌های مختلف یک دوره‌ی شیردهی، مدل سازی نمود. هدف از تحقیق حاضر، برآورد پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روز آزمون شیر در گاوهای هلشتاین استان تهران با استفاده از مدل تابع کواریانس بود.

جدول ۱- توصیف آماری رکوردهای روز آزمون شیر دوره‌ی اول شیردهی در گاوهای هلشتاین استان تهران

| روز آزمون | تعداد رکورد | تولید شیر (کیلوگرم) | | تعداد روزهای پس از زایش | |
|-----------|-------------|---------------------|--------------|-------------------------|--------------|
| | | میانگین | انحراف معیار | میانگین | انحراف معیار |
| ۱ | ۱۲۲۸۵ | ۲۱/۹۲ | ۶/۱۶۴ | ۱۴/۹۵ | ۶/۴۹۹ |
| ۲ | ۱۲۲۸۵ | ۳۲/۰۳ | ۶/۱۹۶ | ۴۵/۳۰ | ۶/۳۷۶ |
| ۳ | ۱۲۲۸۵ | ۳۲/۵۲ | ۶/۰۶۸ | ۷۵/۶۵ | ۶/۶۲۱ |
| ۴ | ۱۲۲۸۵ | ۳۲/۱۶ | ۶/۱۹۰ | ۱۰۶/۰۵ | ۶/۴۱۴ |
| ۵ | ۱۲۲۸۵ | ۳۱/۴۵ | ۶/۰۹۰ | ۱۳۶/۴۱ | ۶/۶۳۰ |
| ۶ | ۱۲۲۸۵ | ۳۰/۷۱ | ۶/۲۲۵ | ۱۶۶/۷۹ | ۶/۴۴۲ |
| ۷ | ۱۲۲۸۵ | ۲۹/۸۹ | ۶/۲۶۷ | ۱۹۷/۱۲ | ۶/۶۱۰ |
| ۸ | ۱۲۲۸۵ | ۲۸/۸۹ | ۶/۲۷۳ | ۲۲۷/۶۲ | ۶/۴۱۶ |
| ۹ | ۱۲۲۸۵ | ۲۷/۷۳ | ۶/۲۸۹ | ۲۲۷/۹۶ | ۶/۶۱۶ |
| ۱۰ | ۱۲۲۸۵ | ۲۶/۱۷ | ۶/۴۷۲ | ۲۸۸/۴۳ | ۶/۵۱۶ |
| کل | ۱۲۲۸۵۰ | ۲۹/۸۵ | ۶/۵۹۹ | ۱۵۱/۶۳ | ۸۷/۵۱۶ |

مدل آماری

مدل مختلط خطی برای تحلیل اثر برخی سازه‌های محیطی و اثرات متقابل بین آن‌ها بر روی صفت تولید شیر روزانه به صورت زیر بود:

$$y_{ijklmn} = \mu + C_i + Y_j + S_k + SO_1 + Sire_m + C_i * Y_j + C_i * S_k + C_i * SO_1 + Y_j * S_k + Y_j * SO_1 + S_k * SO_1 + Wilmink + age_{ijklmn} + HF_{ijklmn} + e_{ijklmn}$$

که در آن y_{ijklmn} رکورد شیر روزانه (بر حسب کیلوگرم) است و دیگر اجزاء شامل μ میانگین صفت تولید شیر، C_i ، Y_j ، S_k ، SO_1 ، $Sire_m$ به ترتیب

اثر ثابت i امین گروه تولیدی^۱ (در سه سطح بر اساس آنالیز خوشه‌ای^۲)، اثر ثابت j امین سال زایش، اثر ثابت k امین فصل تولید، اثر ثابت l امین نوع اسپرم پدر گاو (داخلی یا خارجی) و اثر تصادفی m امین پدر است. در مدل مزبور، به دلیل تعداد بالا از حیوانات دارای رکورد و محدودیت نرم افزار SAS، امکان وارد کردن اثر خود حیوان وجود نداشت؛ و به همین علت، از اثر تصادفی پدر حیوان که دارای سطوح کمتری می باشد، استفاده شد.

همچنین $S_k * SO_1$ ، $Y_j * SO_1$ ، $Y_j * S_k$ ، $C_i * SO_1$ ، $C_i * S_k$ ، $C_i * Y_j$ به ترتیب، اثر متقابل بین سطح تولید و سال زایش، اثر متقابل بین سطح تولید و فصل تولید، اثر متقابل بین سطح تولید و نوع اسپرم، اثر متقابل بین سال زایش و فصل

^۱ در این تحقیق، به جای استفاده از اثر گله، از گروه بندی آن‌ها بر حسب سطح تولید گاوها استفاده گردید.

^۲ Cluster analysis

چندجمله‌ای‌های لژاندر با توجه به این امر است که بخش عمده تنوع تولید شیر در دوره‌ی شیردهی را توجیه می‌نماید. کاربرد توان سوم در تحقیقات مشابه بر روی گاوهای شیری ایران نیز وجود داشته است (سیددخت و همکاران ۱۳۹۱؛ بهلولی و همکاران ۱۳۹۲). برای برآورد مؤلفه‌های واریانس مدل فوق از نرم افزار DXMRR (می‌یر ۱۹۹۸ ب) استفاده گردید.

نتایج و بحث

عوامل محیطی: نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد همه-ی عوامل محیطی ثابت و تصادفی گنجانده شده در مدل بر رکورد روز آزمون شیر اثر معنی‌دار آماری داشتند ($P < 0.001$).

اجزای واریانس: تغییرات اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تولید شیر در ماه‌های شیردهی در شکل‌های ۱ تا ۶ ارائه شده است. روند تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی در طول دوره‌ی شیردهی در شکل ۱ ارائه شده است که در طول دوره‌ی شیردهی روند رو به افزایشی دارد (با کاهش اندکی در نیمه آخر دوره‌ی شیردهی) به‌طوری که در ماه اول ۳/۶۷۸ توان دوم کیلوگرم و در ماه دهم ۸/۳۰۵ توان دوم کیلوگرم است.

الگوی مشاهده شده برای واریانس ژنتیکی با نتایج به‌دست آمده برای گاوهای هلشتاین کشور ایران و اسکاندیناوی مطابقت دارد (رزم‌کبیر و همکاران ۱۳۹۰ و مادسن و همکاران ۲۰۰۸). الگوی تغییرات (شکل ۲) نشان می‌دهد که واریانس محیط دائمی در ابتدا و انتهای دوره شیردهی بیشترین مقدار را داشت. مقدار بالای این واریانس منجر به افزایش واریانس کل می‌شود. روند تغییرات واریانس کل (شکل ۴) همانند تغییرات واریانس محیط دائمی است. نتایج این تحقیق مطابق با نتایج رزم‌کبیر و همکاران (۱۳۸۹) مطابق و با نتایج بیگناردی و همکاران (۲۰۰۹) مغایرت داشت. تغییرات واریانس باقی‌مانده تولید شیر بر اساس روزهای مختلف شیردهی در شکل ۳ ارائه شده است که نشان می‌دهد واریانس باقی‌مانده در ابتدای دوره‌ی

تولید، اثر متقابل بین سال زایش و نوع اسپرم، اثر متقابل بین فصل تولید و نوع اسپرم است. در آنالیز خوشه‌ای، بر اساس میانگین تولید شیر در هر یک از گله‌ها، دسته‌بندی آن‌ها در سه گروه با نرم‌افزار SPSS (نسخه ۱۸) انجام شد.

در مدل فوق، Wilmlink (با شکل $(a+bt+c(\exp)^{-0.05t})$) نشان‌دهنده تابع ویلمینک برای درنظر گرفتن شکل منحنی شیردهی گاو است. HF_{ijklmn} ، age_{ijklmn} و e_{ijklmn} به‌ترتیب متغیر کمکی سن گاو هنگام رکوردگیری (بر حسب ماه)، متغیر کمکی درصد ژن هلشتاین و اثر تصادفی باقی‌مانده مدل (با میانگین صفر و واریانس σ_e^2) است. در این پژوهش، به‌منظور برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی از مدل تابع کواریانس استفاده شد. روابط خویشاوندی بین همه‌ی حیوانات موجود در کل شجره (با تعداد ۲۳۷۲۸ رأس) نیز در معادلات مدل مختلط هندرسون^۳ در نظر گرفته شدند. فرم ماتریسی مدل به‌صورت زیر بود:

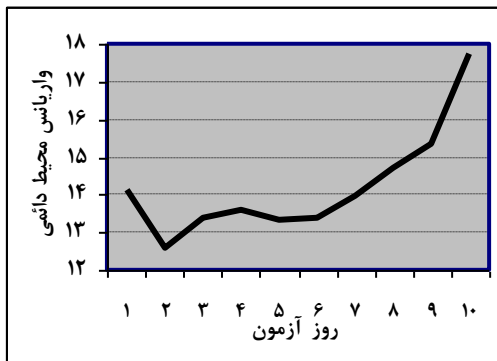
$$y = Xb + Z_1u + Z_2p_e + e$$

که در آن y بردار رکورد روز آزمون شیر، b بردار حاوی عوامل محیطی گروه‌های همزمان (ایجاد شده از ترکیب سطح تولید، سال زایش، فصل تولید و نوع اسپرم پدر) و متغیرهای کمکی (سن رکوردگیری و درصد ژن هلشتاین) و ضرایب تابعیت ثابت، u بردار ضرایب تابعیت تصادفی برای اثرات ژنتیکی افزایشی خود حیوان، p_e بردار ضرایب تابعیت تصادفی برای اثرات محیط دائمی، e بردار اثرات تصادفی باقی‌مانده و X ، Z_1 ، Z_2 ماتریس‌های ضرایب می‌باشند. در مدل تابع کواریانس، از چندجمله‌ای‌های متعامد لژاندر (با توان ۳) برای در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی گاوها در سطوح فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی استفاده شد. استفاده از توان ۳ برای

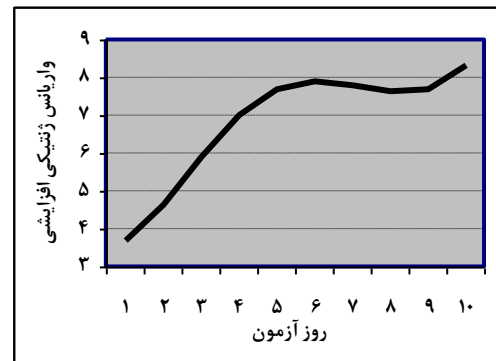
³ Henderson's mixed model equations (HMME)

بیشترین مقدار و در اواسط دوره‌ی شیردهی

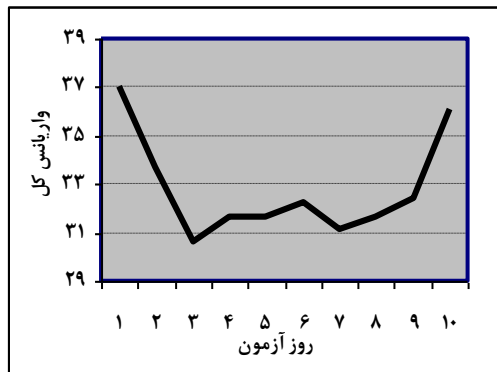
کمترین مقدار را دارد.



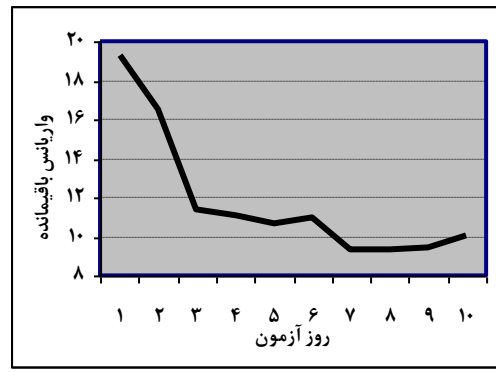
شکل ۲- تغییرات اریانس محیط دائمی (برحسب کیلوگرم به توان دو) در طول دوره‌ی شیردهی



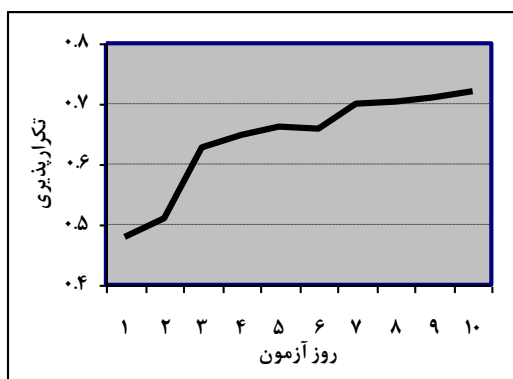
شکل ۱- تغییرات اریانس ژنتیکی افزایشی (برحسب کیلوگرم به توان دو) در طول دوره‌ی شیردهی



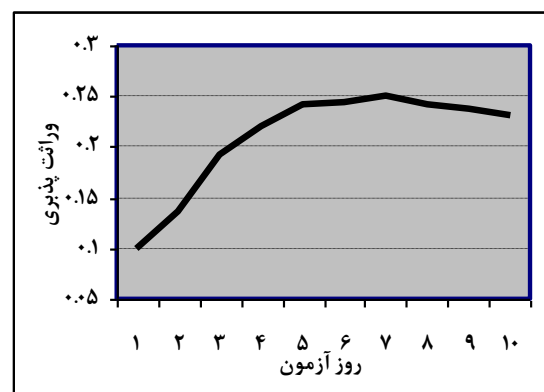
شکل ۴- تغییرات اریانس کل (برحسب کیلوگرم به توان دو) در طول دوره‌ی شیردهی



شکل ۳- تغییرات اریانس باقی‌مانده (برحسب کیلوگرم به توان دو) در طول دوره‌ی شیردهی



شکل ۶- تغییرات تکرارپذیری در طول دوره‌ی شیردهی



شکل ۵- تغییرات وراثت‌پذیری در طول دوره‌ی شیردهی

جدول ۲- همبستگی ژنتیکی افزایشی (پایین قطر) و همبستگی محیط دائمی (بالای قطر) بین ماه‌های شیردهی

| ماه شیردهی | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ | ۹ | ۱۰ |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| ۱ | | ۰/۸۹۳ | ۰/۷۴۶ | ۰/۶۵۵ | ۰/۶۰۴ | ۰/۵۶۷ | ۰/۵۳۱ | ۰/۵۰۲ | ۰/۴۷۵ | ۰/۴۱۹ |
| ۲ | ۰/۹۲۹ | | ۰/۹۶۲ | ۰/۹۰۴ | ۰/۸۳۴ | ۰/۷۴۲ | ۰/۶۳۹ | ۰/۵۵۷ | ۰/۵۱۲ | ۰/۴۸۸ |
| ۳ | ۰/۸۱۷ | ۰/۹۷۳ | | ۰/۹۸۲ | ۰/۹۲۷ | ۰/۸۳۱ | ۰/۷۱۱ | ۰/۶۰۸ | ۰/۵۴۸ | ۰/۵۱۸ |
| ۴ | ۰/۷۲۲ | ۰/۹۲۶ | ۰/۹۸۸ | | ۰/۹۷۸ | ۰/۹۰۸ | ۰/۸۰۲ | ۰/۶۹۹ | ۰/۶۲۵ | ۰/۵۶۲ |
| ۵ | ۰/۶۴۵ | ۰/۸۸۱ | ۰/۹۶۶ | ۰/۹۹۴ | | ۰/۹۷۳ | ۰/۹۰۲ | ۰/۸۱۵ | ۰/۷۳۲ | ۰/۶۲۵ |
| ۶ | ۰/۵۸۲ | ۰/۸۳۷ | ۰/۹۳۸ | ۰/۹۷۹ | ۰/۹۹۵ | | ۰/۹۷۶ | ۰/۹۱۹ | ۰/۸۳۸ | ۰/۶۹۳ |
| ۷ | ۰/۵۲۸ | ۰/۷۹۳ | ۰/۹۰۵ | ۰/۹۵۵ | ۰/۹۸۰ | ۰/۹۹۵ | | ۰/۹۸۱ | ۰/۹۱۸ | ۰/۷۶۰ |
| ۸ | ۰/۴۷۹ | ۰/۷۴۴ | ۰/۸۶۱ | ۰/۹۱۷ | ۰/۹۵۰ | ۰/۹۷۴ | ۰/۹۹۲ | | ۰/۹۷۳ | ۰/۸۳۸ |
| ۹ | ۰/۴۳۴ | ۰/۶۸۳ | ۰/۷۹۷ | ۰/۸۵۶ | ۰/۸۹۵ | ۰/۹۲۹ | ۰/۹۶۱ | ۰/۹۸۸ | | ۰/۹۳۶ |
| ۱۰ | ۰/۳۹۰ | ۰/۶۰۹ | ۰/۷۱۱ | ۰/۷۶۷ | ۰/۸۱۰ | ۰/۸۵۲ | ۰/۸۹۷ | ۰/۹۴۵ | ۰/۹۸۴ | |

نعمی‌پور یونسی (۱۳۸۶) (۰/۳۱)، رستمی‌انگاسی و سوداگر امیری (۱۳۸۹) (۰/۳) و رزم‌کبیر و همکاران (۱۳۸۹) وراثت‌پذیری صفت تولید شیر گاوهای هلشتاین ایران را با استفاده از مدل چندصفتی ۰/۲۵۵ برآورد نمود. بیگناردی و همکاران (۲۰۰۹) وراثت‌پذیری صفت مزبور را در دامنه ۰/۲ تا ۰/۴ برآورد کردند و روند تغییرات وراثت‌پذیری در آن تحقیق، متفاوت با نتایج تحقیق حاضر بود.

در هر صورت، اختلاف در میزان برآورد شده وراثت‌پذیری صفت تولید شیر در مطالعات مختلف را می‌توان به دلایلی مانند نحوه ویرایش داده‌ها، نوع تعریف صفت، مدل مورد استفاده، حجم داده‌ها، بازه زمانی داده‌های مورد استفاده، و همچنین جمعیت مورد مطالعه نسبت داد.

تکرارپذیری صفت تولید شیر نسبتاً بالا (۰/۴۸ تا ۰/۷۲) و روند رو به افزایشی داشت (شکل ۶). مقادیر بالای تکرارپذیری نشان می‌دهد که با اطمینان زیادتری می‌توان حیوانات را براساس رکوردهای موجود برای دوره‌های بعدی شیردهی، انتخاب نمود.

مقادیر همبستگی ژنتیکی افزایشی و همبستگی محیط دائمی میان رکوردهای روز آزمون شیر در جدول ۲ ارائه شده است. مقادیر همبستگی ژنتیکی در تمام موارد

همچنین شکل ۵ دامنه تغییرات وراثت‌پذیری تولید شیر با مدل تابع کواریانس برای رکوردهای روز آزمون شیر استان تهران را نشان می‌دهد که از ۰/۰۹۹ تا ۰/۲۵۱ متغیر می‌باشد. حداقل میزان وراثت‌پذیری صفت تولید شیر در اوایل شیردهی برآورد شد که تا ماه ۶ شیردهی روند رو به افزایشی داشت و در دو ماه آخر دوره‌ی شیردهی اندکی کاهش یافت. پایین بودن وراثت‌پذیری در ابتدای دوره‌ی شیردهی به دلیل بالا بودن واریانس باقی‌مانده و پایین بودن واریانس ژنتیکی افزایشی است. مطابق با نتایج تحقیق حاضر، سیددخت و همکاران (۱۳۹۱) نیز کمترین وراثت‌پذیری تولید شیر را در ماه اول شیردهی و برابر با ۰/۰۹ گزارش نمودند. پائین بودن وراثت‌پذیری ماه اول شیردهی در تحقیق خیرآبادی و علیجانی (۱۳۹۳) نیز وجود داشته است که به موضوع تأثیرپذیری بیشتر حیوان از محیط و تعادل منفی انرژی نسبت داده شده است (بیردا و همکاران ۲۰۰۷).

در رابطه با برآورد وراثت‌پذیری صفت تولید شیر در گاوهای شیری ایران گزارشات متعددی وجود دارد. به‌عنوان مثال، مستنداتی توسط عوضی‌یادکوری (۱۳۷۷) (۰/۲۱ تا ۰/۳۷)، دادپسند (۱۳۷۸) (۰/۲۴ تا ۰/۳۳)، مرادی شهرباک (۱۳۸۰) (۰/۲۲)، فرهنگ‌فر و

می‌توان با به‌گزینی دام‌های برتر و بهبود مدیریت، ظرفیت ژنتیکی حیوانات را افزایش داد و افزایش تولید را انتظار داشت.

اصولاً وراثت‌پذیری برای یک صفت خاص می‌تواند از جمعیتی به جمعیت دیگر متفاوت باشد. این امر به دلیل تفاوت در ساختار ژنتیکی و شرایط محیطی پرورش حیوانات است. ضمن آن که نتایج تحقیقات نشان داده است گله‌هایی که سطح تولید بالایی دارند تنوع صفت در آن‌ها بیشتر بوده و وراثت‌پذیری بیشتری نیز دارند (هیل و همکاران ۱۹۸۳؛ بهلولی و همکاران ۱۳۹۲). از این رو پیشنهاد می‌شود که انتخاب در هر منطقه، بر اساس شاخص انتخاب صفات مورد نظر و متناسب با شرایط آن محیط خاص، انجام گیرد.

سپاسگزاری

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، توسط مرکز اصلاح‌نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور (وابسته به وزارت جهاد کشاورزی) ارائه شده است؛ که بدین‌وسیله از مسؤولین محترم آن تشکر و قدردانی می‌گردد.

مثبت و بیشتر از همبستگی محیط دائمی بود. همبستگی ژنتیکی و همبستگی محیط دائمی بین رکوردهای روز آزمون، با افزایش فاصله بین روزهای شیردهی از یکدیگر، کاهش یافت و بیشترین همبستگی بین روزهای شیردهی مجاور برآورد گردید. جاکوبسن و همکاران (۲۰۰۲)، جامروزیک و شفر (۱۹۹۷)، بهلولی و همکاران (۱۳۹۲)، سیددخت و همکاران (۱۳۹۱) و رزم‌کبیر و همکاران (۱۳۸۹) نیز روند مشابهی را برای پارامتر مذکور گزارش کردند.

تغییرات مقدار واریانس ژنتیکی در طول دوره‌ی شیردهی بیانگر آن است که صفت شیر روز آزمون توسط ژن‌های یکسانی کنترل نمی‌شود. بر این اساس است که وراثت‌پذیری صفت در طول دوره شیردهی، متغیر است. نتایج تحقیق حاضر نشان داد که وراثت‌پذیری نسبتاً مناسبی برای صفت شیر روز آزمون وجود دارد به‌طوری که بر اساس نظر رستمی انگاسی (۱۳۸۲) وراثت‌پذیری بیشتر از ۰/۲۱ مطلوب می‌باشد. از طرفی واینر (۱۹۹۴) وراثت‌پذیری بین ۰/۱ تا ۰/۳ را در حد متوسط اعلام نموده است. در هر صورت،

منابع مورد استفاده

- امام‌جمعه کاشان ن، ۱۳۷۶. ارزیابی ژنتیکی در دامپروری. انتشارات مؤسسه علمی- فرهنگی نص، تهران.
- امام‌جمعه کاشان ن، ۱۳۸۷. اصلاح‌نژاد دام (روش‌های پیش‌بینی ارزش ژنتیکی) (ترجمه). انتشارات دانشگاه تهران.
- بهلولی م، شجاع ع و علیجانی ص، ۱۳۹۲. بررسی اثر متقابل بین ژنوتیپ و سطح تولید در گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از رکوردهای روز آزمون. نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان، شماره ۲. صفحات ۱۰۸-۹۳.
- خیرآبادی خ و علیجانی ص، ۱۳۹۳. مقایسه دو مدل رگرسیون تصادفی تک‌صفتی و چندصفتی در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی در گاوهای شیری هلشتاین. مجله پژوهش‌های تولیدات دامی، شماره ۱۰. صفحات ۱۸۹-۱۷۹.
- دادپسند طارمسری م، ۱۳۷۸. مطالعه روند تغییرات ژنتیکی صفات تولیدی در گاوهای هلشتاین ایران. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اصلاح‌نژاد دام، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.
- رزم‌کبیر م، مرادی شهر بابک م، پاکدل ع و نجاتی جواری ا، ۱۳۸۹. برآورد اجزای واریانس صفات تولیدی گاوهای هلشتاین ایران. صفحات ۲۷۵۶ تا ۲۷۵۸. چهارمین کنگره علوم دامی ایران، کرج.
- رستمی‌انگاسی م و سوداگر امیری ا، ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی در جمعیت گاوهای هلشتاین ساری. فصل-نامه تخصصی علوم دامی، شماره ۳. صفحات ۳۵-۴۱.

- رستمی انگاسی م، ۱۳۸۲. بررسی قابلیت‌های ژنتیکی تولید شیر گاو نژاد هلشتاین در شهرستان ساری. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد. مجتمع عالی آموزشی و پژوهشی کشاورزی رامین دانشگاه شهید چمران اهواز.
- سیددخت ع، اسلمی‌نژاد ع، طهمورث‌پور م، نعیمی‌پور ح، مهدوی م و ضابطیان حسینی م، ۱۳۹۱. برآورد روند ژنتیکی صفت تولید شیر ۳۰۵ روز گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی. مجله تحقیقات تولیدات دامی، شماره ۱. صفحات ۹-۱۸.
- عوضی یادکوری ح، ۱۳۷۷. بررسی روند تغییرات پیشرفت ژنتیکی صنعت تولید شیر در گاوهای هلشتاین کشت و صنعت دامپروری مغان. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اصلاح‌نژاد دام. دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.
- فرهنگ‌فر ه و رضایی ه، ۱۳۸۳. مطالعه ژنتیکی صفت تولید شیر در آزمون ماهیانه گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی. طرح پژوهشی دانشگاه بیرجند.
- فرهنگ‌فر ه و نعیمی‌پور یونسی ح، ۱۳۸۶. برآورد پارامترهای فنوتیپی و ژنتیکی صفات تولید و تولید مثل در نژاد گاو هلشتاین ایران. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. سال یازدهم، شماره اول. صفحه‌های ۴۳۱-۴۴۰.
- مرادی شهربابک م، ۱۳۸۰. تخمین اجزاء واریانس صفات تولیدی گاوهای هلشتاین با استفاده از رکوردهای روزانه. صفحه‌های ۱ تا ۵. مجموعه مقالات اولین سمینار ژنتیک و اصلاح‌نژاد دام، طیور و آبزیان کشور. دانشکده کشاورزی کرج.
- Beerda B, Ouweltjes W, Sebek LB, Windig JJ and Veerkamp RF, 2007. Effects of genotype by environment interactions on milk yield, energy balance and protein balance. *Journal of Dairy Science* 90:219-228.
- Bignardi AB, Ei Faro L, Cardose VL, Machado PF and Albuquerque LG, 2009. Parametric correlation functions to model the structure of permanent environmental (co)variances in milk yield random regression models. *Journal of Dairy Science* 92:4634-4640.
- Bilal G, Khan MS, Bajwa IR and Shafiq M, 2008. Genetic control of test day milk yield in sahiwal cattl. *Journal of Pakistan Veterinary* 28:21-24.
- Brotherstone S, White IMS and Meyer K, 2000. Genetic modeling of daily milk yield using orthogonal polynomials and parametric curves. *Journal of Animal Science* 70:407-415.
- Gengler N, Tijani A, Wiggans GR and Misztal I, 1999. Estimation of (co)variances function coefficient for test-day yield with expectation maximization restricted maximum likelihood algorithm. *Journal of Dairy Science* 82:225.
- Hill, WG, Edwards, MR, Ahmed, MKA and Thompson R, 1983. Heritability of milk yield and composition at different levels and variability of production. *Animal Production* 36:59-68.
- Jakobsen JH, Madsen P, Jensen J, Pedersen J, Christensen LG and Orensens DA, 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. *Journal of Dairy Science* 85:1607-1616.
- Jamrozik J and Schaeffer LR, 1997. Estimation of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation for Holstein. *Journal of Dairy Science* 80:762-770.
- Jamrozik J, Schaeffer LR and Dekkers JCM, 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. *Journal of Dairy Science* 80:1217-1226.
- Jamrozik J, Schaeffer LR and Weigel KA, 2002. Estimates of genetic parameters for single and multiple-country test-day models. *Journal of Dairy Science* 85:3131-3141.
- Jensen J, 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *Journal of Dairy Science* 84:2803-2812.
- Kirkpatrick M, Lofsvold D and Bulmer M, 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Journal of Genetics* 124:979-993.
- Kirkpatrick, M, Hill, WG and Thompson R, 1994. Estimating the covariance structure of traits during growth and ageing, illustrated with lactation in dairy cattle. *Genetical Research*, 64:57-69.

- Madsen P, Lidauer MH and Mantysaari EA, 2008. Strategies for estimation of variance components for the joint Nordic yield evaluation. Interbull Meeting, June 16 – 19, Niagara Falls, NY, USA.
- Meyer K, 1998a. Modeling 'repeated records: Covariance functions and random regression models to analyse animal breeding data. In Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale, NSW, Australia, 11-16 January 1998, Volume 25:517-520.
- Meyer K, 1998b. DXMRR- A program to estimate covariance functions for longitudinal data by restricted maximum likelihood. In Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale, NSW, Australia, 11-16 January 1998, Volume 27:465-466.
- Meyer K, Graser HU and Hammond K, 1989. Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian black and white cows. *Journal of Livestock Production Science* 21:177–199.
- Mrode RA and Thompson R, 2005. *Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values*. Second edition, CABI Publishing.
- Pool MH, Janss LLG and Meuwissen THE, 2000. Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. *Journal of Dairy Science* 83:2640-2649.
- Rekaya R, Carabano MJ and Toro MA, 1999. Use of test-day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. *Journal of Livestock Production Science* 57:203–217.
- Rock JM, 1986. There have been many changes in dairy breeds. *Hoards Dairyman* 131:305.
- Schaeffer LR, 2004. Application of random regression models in animal breeding. *Journal of Livestock Production Science* 86:35-45.
- Vargas B, Perez E and Van Arendonk JAM, 1998. Analysis of test day yield data of Costa Rican dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 81:255- 263.
- Weiner G, 1994. *Animal Breeding*. Macmillan Education Ltd, p.46.

Estimation of genetic parameters for testday milk records in Holstein cows of Tehran province using the covariance function

H Farhangfar^{1*}, M Salari² and MR Asghari³

Received: May 31, 2013

Accepted: December 08, 2015

¹Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Birjand, Birjand, Iran

²MSc Graduated, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Birjand, Birjand, Iran

³Lecturer, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Birjand, Birjand, Iran

*Corresponding author Email: hfarhangfar@birjand.ac.ir

Abstract

BACKGROUND: Knowledge of genetic parameters for economic traits is of great importance as a successful breeding programme is to be planned. **OBJECTIVES:** The main objective of this study was to estimate genetic parameters of testday milk records for Holstein cows of Tehran province. **METHODS:** The records were collected by the Animal Breeding Center during 1997-2009. Edition of the initial data set was carried out by Excel and Foxpro software. Days in milk and age at first calving were restricted to be 5-305 d and 18-36 months, respectively. The final data consisted of 122,850 testday milk records from 12,285 Holstein cows (with 10 records each) in 147 herds. Analysis of environmental factors was carried out using a linear mixed model. Production group, calving year, production season, sperm type, two-way interactions, covariables of the Wilmink's function, age of cow at recording, Hosltein gene percentage, and random effect of sire were included in the model. Genetic analysis of the data was carried out using the covariance function model based on orthogonal Legendre polynomials. **RESULTS:** All factors included in the mixed linear model had significant effects on testday milk records ($P < 0.001$). Maximum and minimum additive genetic variances were observed for the early (3.678 kg^2) and end (8.305 kg^2) of the lactation period, respectively. The highest permanent environmental and residual variances were found for the end (17.71 kg^2) and early (19.25 kg^2) of the lactation, respectively. Minimum and maximum of heritability estimates of testday milk records were obtained for the first (0.099) and seventh (0.251) month of the lactation. Additive genetic and permanent environmental variances among testday milk records decreased as the interval between them increased. **CONCLUSIONS:** The findings of the present research indicate that testday milk records over the lactation period are not an expression of a single trait and as a result genetic evaluation should be undertaken using random regression testday models.

Keywords: Heritability, Covariance function model, Testday milk, Holstein cow