

مقایسه دو مدل روزآزمون با تابعیت ثابت و تصادفی در آنالیز ژنتیکی صفت تولید شیر گاوهای هلستاین استان خراسان رضوی

یاسمن شمشیرگران^{۱*} - علی اصغر اسلمی نژاد^۲ - همایون فرهنگ فر^۳ - مجتبی طهمورث پور^۴

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۱/۳۰

تاریخ پذیرش: ۸۹/۸/۸

چکیده

به منظور مقایسه روش‌های ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری هلستاین استان خراسان رضوی برای صفت تولید شیر از مدل‌های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی استفاده شد. داده‌های مورد استفاده ۱۶۴۳۹۱ رکورد روز آزمون شیر سه بار دوشش در روز مربوط به ۱۹۲۱۷ رأس گاو هلستاین شکم اول در ۱۷۲ گله بود که طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ زایش داشتند. در این مدل‌ها، گروه‌های همزمان گله-سال - ماه تولید و متغیرهای کمکی سن هنگام اولین زایش و درصد ژن هلستاین و همچنین اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی قرار داده شد. در مدل تابعیت تصادفی اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی گاوها برای شکل منحنی تولید شیر در طول دوره شیردهی توسط چند جمله‌ای متعامد لژاندر با توان چهارم برازش شدند. وراثت‌پذیری بدست آمده در مدل تابعیت ثابت برابر با ۰/۱۵۳ بود. نتایج به دست آمده از مدل تابعیت تصادفی در این تحقیق نشان داد که ماه‌های نیمه دوم دوره شیردهی وراثت‌پذیری بیشتری نسبت به ماه‌های نیمه اول دوره شیردهی دارند. پایین‌ترین و بالاترین مقادیر وراثت‌پذیری به ترتیب مربوط به ماه‌های اول (۰/۱۰۲) و ششم شیردهی (۰/۲۳۵) بودند. در این پژوهش همچنین پیش‌بینی ارزش ارثی حیوانات (پدران، دختران) با استفاده از دو روش ارزیابی ژنتیکی بر مبنای مدل تابعیت ثابت و تصادفی مقایسه گردید. میانگین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده گاوها برای ۳۰۵ روز شیردهی در مدل تابعیت تصادفی از لحاظ آماری کمتر از مدل تابعیت ثابت بود. ضریب همبستگی رتبه‌ای بین مقادیر ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده گاوهای ماده در دو روش فوق برابر ۰/۹۷ بود.

واژه‌های کلیدی: ارزیابی ژنتیکی، تولید شیر، تابعیت ثابت، تابعیت تصادفی، گاو هلستاین

مقدمه

شده است (۲۹)، که این امر ناشی از افزایش اطلاعات مورد استفاده در پیش‌بینی ارزش اصلاحی دام (۱۳ و ۲۹)، عدم نیاز به استفاده از ضرایب تصحیح پیش از تجزیه و تحلیل رکوردها (۲۸)، تصحیح دقیق تر اثرات محیطی (۱۳ و ۲۶)، کاهش فاصله نسلی (۲۷)، و افزایش سرعت و دقت انتخاب گاو نر (۲۱)، می‌باشد.

مدل تابعیت ثابت یکی از ساده‌ترین مدل‌های روزآزمون است که برای اولین بار توسط پتاک و شفر (۲۱)، معرفی شد و در آن از مدل پیشنهاد شده توسط علی و شفر (۵)، با چهار کوواریت جهت در نظر گرفتن تغییرات شکل منحنی شیردهی گاوها استفاده گردید. در مطالعه یاد شده شکل منحنی شیردهی برای تمام گاوها یکسان در نظر گرفته شد، در حالی که بین گاوهای شیری به دلیل متفاوت بودن ظرفیت ژنتیکی تولید و شرایط محیطی، شکل منحنی تغییر می‌نماید (۱۲). در سال ۱۹۹۴ مدل تابعیت تصادفی برای توسعه مدل تابعیت ثابت در آنالیز ژنتیکی گاوهای شیری توسط شفر و دکرز پیشنهاد شد (۱۹ و ۲۳). مدل تابعیت تصادفی امکان استفاده مؤثرتر از داده‌های

تا مدت‌ها ارزیابی ژنتیکی صفات مرتبط با تولید شیر و همچنین انتخاب گاوهای شیری برتر بر اساس رکوردهای ۳۰۵ روز شیردهی انجام می‌شد. در مدل‌های ۳۰۵ روز، رکوردهای ماهیانه صفات تولیدی (نظیر شیر، چربی، پروتئین) براساس عواملی مانند سن زایش، فصل زایش، تعداد روزهای شیردهی، طول دوره خشکی و دفعات دوشش تصحیح می‌شد، بنابراین با این کار عملاً عوامل محیطی که روی تولید تأثیر دارند در نظر گرفته نمی‌شد.

اخیراً توجه محققین اصلاح نژاد دام به استفاده از مدل‌های روز آزمون به‌عنوان جایگزینی مناسب برای مدل‌های ۳۰۵ روز معطوف

۴۰۲،۱- به ترتیب دانشجوی دکتری، استادیار و دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

*-نویسنده مسئول: (Email: yas.shamshirgaran@gmail.com)

۳- دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند

است.

در تحقیق حاضر به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش بینی ارزش ارثی گاوها از مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی استفاده شد. مدل دام با تابعیت ثابت مورد استفاده در این تحقیق به صورت مقابل بود:

$$y_{ijkl} = \mu + HYM_i + \sum_{m=1}^2 \beta_m * (A_{ijkl} - \bar{A})^m + \sum_{m=1}^2 \delta_m * (HF_{ijkl} - \overline{HF})^m + \sum_{R=0}^{k-1} (\gamma_R * \phi_R(t)) + a_j + pe_j + ME_{ijkl}$$

که در این مدل:

y_{ijkl} رکورد آزمون ماهیانه شیر در زمان t شیردهی در آمین گروه همزمان گله-سال- ماه تولید مربوط به ژامین گاو، μ میانگین کل تولید شیر روزانه، HYM_i اثر ثابت محیطی گله، سال رکوردگیری و ماه تولید، $\sum_{m=1}^2 \beta_m * (A_{ijkl} - \bar{A})^m$ اثر متغیر کمی سن حیوان در هنگام زایش (برحسب ماه) با درجه برازش ۱ و ۲، $\sum_{m=1}^2 \delta_m * (HF_{ijkl} - \overline{HF})^m$ اثر متغیر کمی درصد ژن هلشتاین با درجه برازش ۱ و ۲، $\sum_{R=0}^{k-1} (\gamma_R * \phi_R(t))$ تابع چند جمله‌ای لژاندر برای اثرات روز شیردهی با درجه برازش $k-1$ ، a_j اثر تصادفی حیوان، pe_j اثر تصادفی محیط دائمی، ME_{ijkl} اثر خطای باقیمانده (خطای سنجش) می‌باشد. همچنین مدل دام با تابعیت تصادفی به صورت زیر بود:

موجود برای هر حیوان را فراهم می‌آورد. در این مدل، منحنی شیردهی هر حیوان از طریق برازش ضرایب رگرسیون تصادفی برای هر حیوان در مدل منظور می‌گردد (۱۲). در مدل‌های تابعیت تصادفی، توابع مختلفی نظیر تابع علی و شفر (۵ و ۱۲)، تابع ویلمینک (۳۱) و چند جمله‌ای‌های لژاندر (۷ و ۹)، به منظور در نظر گرفتن تغییرات تولید شیر در دوره شیردهی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

در صورت برآورد ضرایب رگرسیون تصادفی براساس چندجمله‌ای لژاندر از روز شیردهی نیاز به پیش فرض برای شکل منحنی شیردهی وجود نخواهد داشت که این امر موجب افزایش دقت پیش بینی ارزش اصلاحی حیوانات می‌گردد (۱۷).

هدف از این تحقیق مقایسه دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی جهت آنالیز رکوردهای روز آزمون تولید شیر گاوهای هلشتاین استان خراسان رضوی بر حسب میانگین ارزش اصلاحی پیش بینی شده گاوها و همچنین برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت مذکور است.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه از تعداد ۱۶۴۳۹ رکورد روزآزمون ماهیانه شیر سه بار دوشش در روز متعلق به ۱۷۲ گله از گاوهای هلشتاین استان خراسان رضوی که طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ زایش داشتند، استفاده گردید. رکوردهای مزبور مربوط به دوره اول شیردهی گاوها بودند. متوسط تولید شیر روزانه ۲۷/۹۸ کیلوگرم با انحراف معیار ۶/۸۱ کیلوگرم بود. میانگین سن اولین زایش این گاوها ۲۶/۳۲ ماه با انحراف معیار ۲/۶۴ ماه بود.

داده‌های مزبور پس از چندین مرحله ویرایش بر روی داده‌های خام توسط نرم افزار بانک اطلاعاتی فاکس پرو به دست آمد. در جدول ۱ برخی مشخصات آماری رکوردهای مورد استفاده ارائه شده

جدول ۱- برخی خصوصیات آماری رکوردهای آزمون ماهیانه شیر

ماه شیردهی	تعداد رکورد	روز شیردهی (فاصله از زایش)	تولید شیر (کیلوگرم)	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
۱	۱۵۱۷۳	۱۵/۸۱	۷/۲	۲۶/۱۸	۶/۲۲	۲۶/۱۸	۷/۲
۲	۱۸۱۱۵	۴۵/۰۶	۷/۵	۳۰/۰۴	۶/۵۹	۳۰/۰۴	۷/۵
۳	۱۸۰۸۰	۷۵/۰۷	۷/۶۳	۳۰/۱۹	۶/۶۹	۳۰/۱۹	۷/۶۳
۴	۱۸۱۶۱	۱۰۵/۳۹	۷/۴۶	۲۹/۶	۶/۶۶	۲۹/۶	۷/۴۶
۵	۱۸۰۶۴	۱۳۵/۵۳	۷/۶۴	۲۸/۸۸	۶/۶۸	۲۸/۸۸	۷/۶۴
۶	۱۷۹۰۹	۱۶۵/۹	۷/۴۳	۲۸/۱۹	۶/۶۹	۲۸/۱۹	۷/۴۳
۷	۱۷۲۷۶	۱۹۵/۹۹	۷/۶۲	۲۷/۳۷	۶/۶۸	۲۷/۳۷	۷/۶۲
۸	۱۶۳۰۷	۲۲۶/۳۴	۷/۴۲	۲۶/۵۱	۶/۵۷	۲۶/۵۱	۷/۴۲
۹	۱۴۵۰۰	۲۵۶/۲۴	۷/۵۴	۲۵/۶۴	۶/۴۸	۲۵/۶۴	۷/۵۴
۱۰	۱۰۸۰۶	۲۸۶/۷۷	۷/۴۴	۲۷/۹۸	۶/۵۴	۲۷/۹۸	۷/۴۴

DFREML (۱۶) و با در نظر گرفتن معیار همگرایی ۱۰-۶ انجام شد. همچنین به منظور بررسی همبستگی بین ارزش اصلاحی دو مدل از ضرایب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن نرم‌افزار آماری SPSS استفاده شد.

نتایج و بحث

برآورد اجزای واریانس، وراثت پذیری و تکرار پذیری تولید شیر روزانه در مدل تابعیت ثابت در جدول ۲ ارائه شده است.

در مدل‌های تابعیت ثابت، صفت مورد بررسی به‌عنوان صفتی واحد در طول دوره شیردهی در نظر گرفته شده و رکوردهای روز آزمون متوالی مربوط به دوره شیردهی اول به‌عنوان رکوردهای تکرار شده آن صفت در نظر گرفته می‌شود، بنابراین کلیه واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی، باقیمانده، فنوتیپی و کواریانس‌های محیطی بین مشاهدات یکسان می‌باشند. همچنین همبستگی ژنتیکی و محیط دائمی بین کلیه مشاهدات یک فرض می‌شود. در نتیجه هر حیوان دارای اثر ژنتیکی افزایشی ثابتی در طول دوره شیردهی خواهد بود (۱۳).

وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفت فوق در این تحقیق از وراثت‌پذیری برآورده شده توسط سایر محققین کمتر بود (۱۰ و ۱۸)، که می‌تواند به دلیل تغییرات محیطی گسترده در تولید شیر، شامل سیستم‌های مختلف تغذیه، نگهداری و سایر فاکتورهای محیطی مؤثر بر عملکرد گاوهای شیری در ایران باشد. از سوی دیگر اطلاعات نادرست شجره دربرآورد وراثت‌پذیری ایجاد آریبی کرده و باعث کاهش میزان برآورد آن می‌شود و هر قدر خطای موجود در شجره بیشتر باشد، کاهش بیشتری مشاهده می‌شود (۱۱ و ۳۰).

نتایج حاصل از مدل تابعیت تصادفی نشان داد که میزان واریانس ژنتیکی برای صفت مورد نظر در ابتدای دوره شیردهی کم است و سپس به سمت انتهای دوره شیردهی افزایش می‌یابد. به‌طور کلی واریانس ژنتیکی افزایشی در نیمه دوم دوره شیردهی بزرگ‌تر از واریانس ژنتیکی افزایشی بدست آمده برای نیمه اول دوره شیردهی بود.

$$y_{ijkl} = \mu + (HYM)_i + \sum_{m=1}^2 \beta_m * (A_{ijkl} - \bar{A})^m + \sum_{m=1}^2 \delta_m * (HF_{ijkl} - \overline{HF})^m + \sum_{R=0}^{k-1} (\gamma_R * \phi_R(t)) + \sum_{R=0}^{k-1} (a_{jRt} * \phi_R(t)) + \sum_{R=0}^{k-1} (pe_{jRt} * \phi_R(t)) + ME_{ijkl}$$

اجزای این مدل مانند مدل قبل است با این تفاوت که:

تابع چندجمله‌ای لژاندر برای اثرات افزایشی حیوان با درجه برازش $k-1$ $\sum_{R=0}^{k-1} (a_{ijk} * \phi_R(t))$ تابع چندجمله‌ای لژاندر برای اثرات محیطی دائمی با درجه برازش $k-1$ $\sum_{R=0}^{k-1} (pe_{ijk} * \phi_R(t))$ اثر تصادفی محیطی موقت (خطای باقیمانده) می‌باشد. تابع چند جمله‌ای لژاندر از رابطه زیر حاصل می‌شود (۱۵):

$$j_R(t) = \frac{1}{2^R} \sqrt{\frac{2R+1}{2}} \sum_{M=0}^{R/2} (-1)^M \times \binom{R}{M} \binom{2R-2M}{R} + t^{R-2M}$$

در این رابطه $\phi_R(t)$ جمله R ام از تابع لژاندر و t روز شیردهی استاندارد شده (DIM_{std}) در فاصله -1 تا $+1$ می‌باشد. روزهای شیردهی براساس فرمول زیر استاندارد شده‌اند (۱۴).

$$DIM_{std} = -1 + \frac{2(DIM_i - DIM_{15})}{DIM_{285} - DIM_{15}}$$

که در آن DIM_{std} روز شیردهی استاندارد شده (در فاصله -1 تا $+1$), DIM_i ، i امین روز شیردهی، DIM_{15} میانگین روز شیردهی در ماه اول شیردهی و DIM_{285} میانگین روز شیردهی در ماه آخر دوره شیردهی می‌باشند.

ضمناً در مدل تابعیت تصادفی مورد بررسی واریانس باقیمانده به صورت ناهمگن در طول دوره شیردهی و بدون کواریانس با یکدیگر در نظر گرفته شد.

اثرات معنی‌دار عوامل محیطی توسط نرم افزار آماری SAS (۲۲)، و براساس تجزیه واریانس بررسی شد ($p < 0.01$). برآورد مؤلفه‌های واریانس به روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و با استفاده از الگوریتم پاول توسط برنامه DXMRR از نرم افزار

جدول ۲- نتایج حاصل از مدل تابعیت ثابت

مدل	σ_a^2	σ_{pe}^2	σ_e^2	σ_p^2	h^2	C^2	R
تابعیت ثابت (تکرارپذیری)	۴/۶۸۶	۱۱/۹۷	۱۳/۹۲	۳۰/۵۷	۰/۱۵۳	۰/۳۹۱۴	۰/۵۴۴

σ_a^2 = واریانس ژنتیکی افزایشی، σ_{pe}^2 = واریانس محیط دائم، σ_e^2 = واریانس باقیمانده، σ_p^2 = واریانس فنوتیپی، h^2 = وراثت‌پذیری، C^2 = نسبت واریانس محیط دائم به واریانس فنوتیپی، R = همبستگی فنوتیپی

حداکثر میزان خود (۰/۲۳۵) رسیده، سپس به سمت انتهای دوره شیردهی کاهش می‌یابد (۰/۲۰۲) (شکل ۱). به‌طور کلی میانگین مقادیر وراثت‌پذیری تولید شیر روزانه در نیمه دوم شیردهی بزرگتر از میانگین مقادیر وراثت‌پذیری در نیمه اول دوره شیردهی است، که مطابق با الگوی مشاهده شده توسط سایر محققین است (۱، ۲، ۱۰ و ۲۴)، اما در برخی از مطالعات حداکثر وراثت‌پذیری در اوایل و اواخر شیردهی گزارش شد (۱۲۶ و ۳۲). پایین بودن میزان وراثت‌پذیری شیر در ماه اول نشان می‌دهد که تنوع محیطی سهم عمده‌ای از تنوع فوتوتیپی تولید شیر را در ابتدای دوره شیردهی تشکیل می‌دهد، همچنین افزایش میزان وراثت‌پذیری در اواسط دوره شیردهی تابع افزایش واریانس ژنتیکی افزایشی و کاهش واریانس باقیمانده است. به‌این ترتیب، صفت مزبور در نیمه دوم شیردهی دارای توارث پذیری بالاتری است. بنابراین بهتر است از رکوردهای نیمه دوم شیردهی برای ارزیابی حیوانات استفاده گردد.

مقایسه آماری بین دو روش ارزیابی ژنتیکی نشان داد میانگین کل ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده به روش تابعیت ثابت (۰/۱۱۸ کیلوگرم) اختلاف معنی‌داری (براساس آزمون آماری t - student برای نمونه‌های جفت شده) با میانگین مقدار پیش‌بینی شده توسط تابعیت تصادفی (۰/۰۷۱ کیلوگرم) دارد ($P < 0.01$).

در جدول ۳ همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده گاوهای نر و دختران دارای رکورد با استفاده از دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی ارائه شده است. براساس نتایج به دست آمده در این جدول، همبستگی رتبه‌ای بین ارزش ارثی پیش‌بینی شده در دو مدل برای دختران بالاتر از مقدار همبستگی رتبه‌ای به دست آمده برای پدران است. این امر نشان می‌دهد هنگام استفاده از مدل تابعیت ثابت به جای مدل تابعیت تصادفی، تغییر حاصل در رتبه‌بندی دختران، کمتر از گاوهای نر خواهد بود.

در جدول‌های ۴ و ۵ رتبه‌بندی ۱۰ گاو نر و هم‌چنین ماده گاوهای برتر ژنتیکی از لحاظ ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده براساس دو مدل مزبور ارائه شده است. رتبه‌های به دست آمده از مدل تابعیت تصادفی با آنچه از مدل تابعیت ثابت حاصل شده است در بعضی موارد تفاوت دارد و این اختلاف مخصوصاً در رتبه‌بندی دختران دارای رکورد نسبت به پدران بیشتر است. از عوامل مؤثر بر صحت پیش‌بینی ارزش ارثی حیوان می‌توان وراثت‌پذیری، تعداد رکورد موجود به ازای هر رأس دام، مدل مورد استفاده و تعداد هم‌گله‌ای‌ها را بر شمرد. از آنجا که تعداد رکوردهای موجود برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای نر به مراتب بیشتر از تعداد رکوردهای موجود برای دختران نشان می‌باشد و با توجه به این که تعداد رکوردهای موجود برای هر حیوان یکی از مؤلفه‌های اصلی افزایش صحت ارزیابی ژنتیکی است از این‌رو تغییر رتبه بندی گاوهای نر برتر که معمولاً با تعداد زیادی از دختران همراه می‌باشد

به‌عبارت دیگر گاوها در نیمه دوم شیردهی دارای تنوع ژنتیکی بیشتری هستند. هم‌چنین بیشترین میزان واریانس افزایشی در آخرین مرحله شیردهی بدست آمد، که با نتایج به‌دست آمده از کوبوسی و همکاران (۸)، و مهربان (۴)، مطابقت دارد. اما برخی محققین بیشترین میزان این پارامتر را در ابتدای شیردهی گزارش کردند (۶ و ۲۵).

واریانس محیط دائمی برای ماه‌های اول و چهارم شیردهی به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار بود که بر اساس آن تکرارپذیری شیر در ماه‌های مزبور به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار را داشت. عده‌ای از محققین در مطالعات خود واریانس محیط دائم را در طول دوره شیردهی ثابت فرض نمودند (۱۲ و ۲۵).

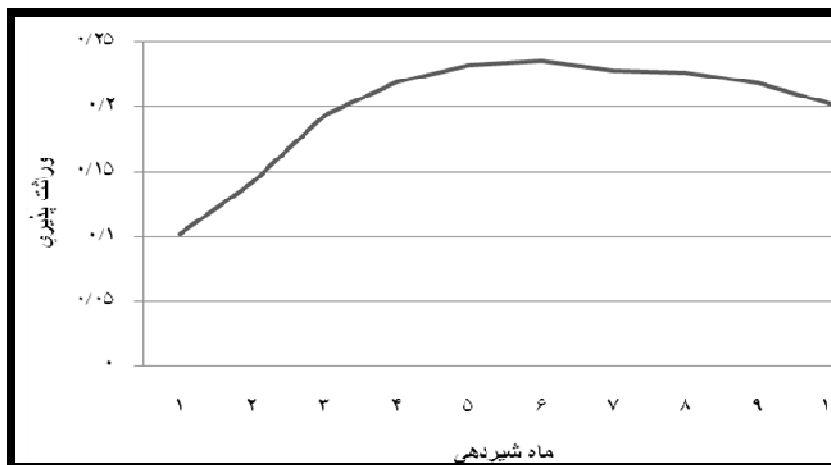
الگوی تغییرات واریانس باقیمانده صفت تولید شیر نیز بیانگر این مطلب بود که واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی به استثنای ماه اول زیاد و به سمت انتهای دوره شیردهی کاهش می‌یابد. بالا بودن مقدار واریانس باقیمانده (محیط موقت) در ماه‌های اول شیردهی می‌تواند به دلیل در نظر نگرفتن برخی اثرات محیطی مؤثر بروری تولید شیر در ابتدای شیردهی گاو باشد. سایر محققین نیز حداکثر میزان واریانس باقیمانده صفت تولید شیر را در اوایل دوره شیردهی گزارش کردند (۲، ۳، ۱۲ و ۲۰). مدل‌های تابعیت تصادفی با فرض واریانس باقیمانده متغیر در طول دوره شیردهی، در مقایسه با مدل‌هایی با همان درجات برآزش برای تابع کواریانس افزایشی و محیط دائمی ولی با فرض واریانس باقیمانده ثابت در طول دوره شیردهی، به‌دلیل افزایش دقت برآورد مؤلفه واریانس باقیمانده در مراحل مختلف دوره شیردهی دارای عملکرد بهتری بوده و ارزش ارثی پیش‌بینی شده هر گاو با دقت بیشتری به دست می‌آید (۶، ۷، ۱۳ و ۲۰). دلیل این امر آن است که واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی به خاطر عوامل محیطی متعدد از قبیل منطقه پرورش، مدیریت گله، وضعیت آب و هوایی، سن زایش، ماه زایش، روز شیردهی، وضعیت آبستنی و دفعات دوشش متغیر است (۲۷). در بسیاری از مطالعات به‌دلیل محدودیت‌های محاسباتی این پارامتر در طول دوره شیردهی ثابت فرض می‌شود (۲۵)، فرض کواریانس صفر بین ماه‌های شیردهی در این تحقیق نیز به دلیل محدودیت نرم افزار مورد استفاده بود.

واریانس فوتوتیپی برای هر مرحله شیردهی از جمع مؤلفه‌های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و باقیمانده برآورد شده برای آن مرحله شیردهی برآورد می‌شود. وضعیت واریانس فوتوتیپی در این تحقیق نشان داد که میزان این پارامتر در اوایل و اواخر شیردهی حداکثر و در اواسط شیردهی حداقل است. که با نتایج بدست آمده از بیگناردی و همکاران (۶)، و زواندیلوا و همکاران (۳۲)، مطابقت دارد.

در این مطالعه، حداقل میزان وراثت‌پذیری تولید شیر در اوایل دوره شیردهی به میزان ۰/۱۰۲ برآورد گردید. این مقدار به سمت اواسط دوره شیردهی افزایش و در حدود ماه ششم دوره شیردهی به

مدل‌های روزآزمون مزبور برای این قبیل گاوهای نر به مراتب بیشتر شود.

بین دو مدل روزآزمون با تابعیت ثابت یا تصادفی چشم‌گیر نیست. در صورتی که تعداد دختران موجود در ارزیابی ژنتیکی یک گاو نر کاهش پیدا کند، این امر سبب می‌گردد تفاوت رتبه‌های حاصل براساس



شکل ۱- تغییرات وراثت پذیری صفت تولید شیر در طول دوره شیردهی

جدول ۳- همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش ارثی پیش بینی شده گاوهای نر و دختران دارای رکورد با دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی

ارزش اصلاحی پدران	ارزش اصلاحی دختران
۰/۹۴۷ ^{**}	۰/۹۷۱ ^{**}

جدول ۴- رتبه بندی پدران برتر با استفاده از دو روش پیش‌بینی ارزش ارثی

شماره پدران	رتبه گاو با مدل تابعیت تصادفی	رتبه گاو با مدل تابعیت ثابت
۱	۱	۱
۲	۲	۳
۳	۳	۲
۴	۴	۵
۵	۵	۷
۶	۶	۴
۷	۷	۱۰
۸	۸	۹
۹	۹	۱۵
۱۰	۱۰	۸

شیر از روش تابعیت ثابت استفاده نمود.

نتیجه‌گیری

به طور کلی می‌توان گفت با این‌که استفاده از مدل تابعیت تصادفی، ارزش ارثی دام‌ها را با دقت بیشتری پیش‌بینی می‌نماید، ولی با توجه به بالا بودن مقدار همبستگی رتبه‌ای بین دو روش ارزیابی ژنتیکی، هنگامی که امکانات کامپیوتری برای آنالیز مدل تابعیت تصادفی موجود نباشد، می‌توان جهت آنالیز رکوردهای آزمون ماهیانه

تشکر و قدردانی

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق توسط مرکز اصلاح نژاد دام وابسته به سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی ارائه گردیده است. بدین‌وسیله مؤلفان مراتب تشکر و سپاسگزاری خود را از

مسئولین محترم این مرکز اعلام می‌نمایند.

جدول ۵- رتبه بندی گاوهای برتر (دختران) با استفاده از دو روش پیش بینی ارزش ارثی

شماره گاو	رتبه گاو با تابعیت تصادفی	رتبه گاو با تابعیت ثابت
۳۰۶۷۳۷۲	۱	۱
۳۰۶۵۶۸۶	۲	۴
۳۰۷۵۰۲۴	۳	۳
۳۰۷۸۵۴۰	۴	۷
۳۰۷۳۳۲۲	۵	۶
۳۰۷۸۵۳۹	۶	۱۵
۳۰۸۳۲۶۵	۷	۳۳
۳۰۶۹۴۹۳	۸	۱۱
۲۰۴۵۲۵۲	۹	۱۰
۳۰۷۷۰۸۵	۱۰	۱۳

منابع

- ۱- فرهنگ فر، ه. ه. رضایی. ۱۳۸۶. تخمین پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روز آزمون ماهیانه شیر در گاوهای هلشتاین ایران. مجله علمی کشاورزی. ۳۰: ۱۰۸-۱۰۱.
- ۲- مقدس زاده اهرابی، س. م. اسکندری نسب، ص. علیخانی و م. عباسی. ۱۳۸۴. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولید شیر و چربی در گاوهای هلشتاین با استفاده از رکوردهای روز آزمون. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. ویژه نامه علوم دامی. ۱۶-۷.
- ۳- مقدس زاده اهرابی، س. م. اسکندری نسب، ص. علیخانی و م. عباسی. ۱۳۸۴. مقایسه کارایی دو مدل ساختار واریانس باقیمانده صفت تولید شیر براساس تجزیه رکوردهای روزآزمون در مدل های رگرسیون تصادفی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. ویژه نامه علوم دامی. ۳۴-۲۷.
- ۴- مهربان ج. ۱۳۸۵. کاربرد مدل تابعیت تصادفی در پیش‌بینی ارزش اصلاحی و برآورد روند ژنتیکی تولید شیر در گاوهای نژاد هلشتاین مزرعه نمونه آستان قدس رضوی مشهد. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه زابل. زابل.
- 5- Ali, T. E. and L. R. Schaeffer. 1987. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy-cows. *Can. J. Anim. Sci.* 67:637-644.
- 6- Bignardi, A. B., L. El-Faro, V. L. Cardoso, P. F. Machado, and L. G. d. Albuquerque. 2009. Random regression models to estimate test-day milk yield genetic parameters Holstein cows in Southeastern Brazil. *Livest. Sci.* 123:1-7.
- 7- Brotherstone, S., I. M. S. White and K. Meyer. 2000. Genetic modeling of daily milk yield using orthogonal polynomials parametric curves. *J. of Anim. Sci.* 70:407-415.
- 8- Cobuci, J. A., R. F. Euclides, P. S. Lopes, C. N. Costa, R. D. Torres, and C. S. Pereira. 2005. Estimation of genetic parameters for test-day milk yield in Holstein cows using a random regression model. *Genet. Mol. Biol.* 28:75-83.
- 9- Druet, T., F. Jaffrezic, D. Boichard, and V. Ducrocq. 2003. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *J. Dairy Sci.* 86:2480-2490.
- 10- Farhangfar, H., P. Rowlinson and M. B. Willis. 2003. Multivariate REML estimates of genetic parameters of monthly test day milk production traits in the first parity Iranian Holstein cows with the use of a repeatability test day model. *Proc. Annual Meeting BSAS. Cirencester, UK.* pp: 139
- 11- Geldermann, H., U. Pieper, and W. E. Weber. 1986. Effect of misidentification on the estimation of breeding value and heritability in cattle. *J. Anim. Sci.* 63(6):1759-1768.
- 12- Jamrozik, J. and L. R. Schaeffer. 1997. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. *J. Dairy Sci.* 80:762-770.
- 13- Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *J. Dairy Sci.* 84:2803-2812.
- 14- Kirkpatrick, M., W. G. Hill, and R. Thompson. 1994. Estimating the covariance structure of traits during growth and aging, illustrated with lactation in dairy-cattle. *Genet. Res.* 64:57-69.
- 15- Kirkpatrick, M., D. Lofsvold, and M. Bulmer. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth

- trajectories. *Genetics* 124:979-993.
- 16- Meyer, K.1998. DFREML User Notes Version 3.0. Animal Genetics and Breeding Unit. University of New England, Armidale, Australia.
 - 17- Meyer, K. 1998. Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. *Genet. Sel. Evol.* 30:221-240.
 - 18- Mostert, B.E., E. Groeneveld and F.H.J. Kaanfer. 2004. Testday models for production traits in dairy cattle. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 34 : 35-37.
 - 19- Mrode, R. A. 1996. Linear models for prediction of animal breeding values. Linear models for prediction of animal breeding values.
 - 20- Olori, V. E., W. G. Hill, and S. Brotherstone. 1999. The structure of the residual error variance of test day milk yield in random regression models. Workshop on Computational Breeding, Finland
 - 21- Ptak, E. and L. R. Schaeffer. 1992. Test day yields as an alternative to 305-day yields. *J. Dairy Sci. Suppl.* 75, p. 251 Abstr.
 - 22- SAS user's guide: Statistics, Version 6.0. Edition. 1990. SAS Inst., Inc., Cary, NC.
 - 23- Schaeffer, L. R., and J.C.M. Dekkers. 1994. Random regression in animal models for test-day production in dairy cattle. *Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Guelph, Onatario, Canada*, 18:443-446.
 - 24- Seyedsharifi, R., M. P. Eskandari-Nasab, and A. Sobhani. 2008. Estimation of Genetic Parameters and Breeding Values for Test-Day and 305-Days Milk Yields in Some Iranian Holstein Herd. *J. Anim. Vet. Adv.* 7:1422-1425.
 - 25- Strabel, T. and I. Misztal. 1999. Genetic parameters for first and second lactation milk yields of polish black and white cattle with random regression test-day models. *J. Dairy Sci.* 82:2805-2810.
 - 26- Strabel, T., J. Szyda, E. Ptak, and J. Jamrozik. 2005. Comparison of random regression test-day models for polish Black and White cattle. *J. Dairy Sci.* 88:3688-3699.
 - 27- Swalve, H. H. 2000. Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. *J. Dairy Sci.* 83:1115-1124.
 - 28- Tsvetanova, Y. 2004. Linear models for breeding value estimation of dairy cattle based on test day records. *Trakia J. Sci.* 3:65-69.
 - 29- Vargas, B., E. Perez, and J. A. M. Van Arendonk. 1998. Analysis of test day yield data of Costa Rican dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 81:255-263.
 - 30- Vleck, L. D. v. 1970. Misidentification in estimating the paternal sib correlation. *J. Dairy Sci.* 53:1469-1474.
 - 31- Wilmink, J. B. M. 1987. Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. *Livest. Prod. Sci.* 16(4):335-348.
 - 32- Zavadilova, L., J. Jamrozik, and L. R. Schaeffer. 2005. Genetic parameters for test-day model with random regressions for production traits of Czech Holstein cattle. *Czech. J. Anim. Sci.* 50:142-154.