Archive of SID

Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 4, No. 2, Summer 2012, p. 168-174

نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۴، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۱، ص. ۱۷۴-۱۶۸

آنالیز ژنتیکی صفت تولید شیر گاوهای هلشتاین استان تهران با استفاده از مدل روزآزمون

عاطفه سیددخت [۱*]- علی‌اصغر اسلمی‌نژاد [۲]- مجتبی طهمورث‌پور [۳]

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۱۵
تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۲۴

چکیده

در این پژوهش، به‌منظور برآورد پارامتر ژنتیکی وراثت‌پذیری صفت تولید شیر روزآزمون در ماه‌های مختلف یک دوره‌ی شیردهی و برآورد همبستگی ژنتیکی بین روزآزمون‌ها، از ۱۴۰۳۵۷ رکورد روزآزمون تولید شیر دوره‌ی اول شیردهی ۱۶۵ گله و متعلق به ۲۸۲۹۲ گاو هلشتاین که بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ زایش داشته‌اند، استفاده شد. رکوردهای روزآزمون ماهیانه‌ی تولید شیر با استفاده از یک مدل تابعیت تصادفی، مورد تجزیه و تحلیل ژنتیکی قرار گرفت. در مدل مذبور، اثر ثابت گروه همزمان گله-سال- ماه زایش، متغیرهای کمکی سن حیوان هنگام اولین زایش و درصد ژن هلشتاین قرار داده شد. اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی گاوها برای شکل منحنی تولید در طول دوره‌ی شیردهی، توسط چندجمله‌ای متعامد لژاندر با توان چهارم برازش شدند. چندجمله‌ای‌های لژاندر در مدل رگرسیون تصادفی به‌عنوان یکی از مناسب‌ترین توابع پایه برای توصیف ساختار کوواریانس داده‌ها استفاده شد. نتایج بدست آمده از این پژوهش نشان داد که ماه‌های نیمه‌ی دوم دوره‌ی شیردهی، وراثت‌پذیری بیشتری نسبت به ماه‌های نیمه‌ی اول دوره‌ی شیردهی دارند. پایین‌ترین و بالاترین مقدار وراثت‌پذیری به‌ترتیب در ماه اول (۰/۱۱۷) و هشتم شیردهی (۰/۲۳۰) مشاهده شد. افزایش تدریجی واریانس ژنتیکی در طی دوره شیردهی و بالا بودن واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی از عوامل اصلی تغییرات وراثت‌پذیری در روزآزمون‌های مختلف بود. مدل‌های رگرسیون تصادفی به‌دلیل دارا بودن تعداد پارامترهای بیشتر، برای توصیف دقیق‌تر واریانس ژنتیکی تولید شیر روز آزمون در طول دوره‌ی شیردهی سودمند می‌باشند. همچنین این‌مدل‌ها به‌دلیل اعمال منحنی شیردهی حیوانات در دو سطح ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی، درنظر گرفتن همبستگی ژنتیکی میان روزآزمون‌ها و استفاده از رکوردهای واقعی در مقابل رکورد برآوردشده ۳۰۵ روز می‌تواند برای ارزیابی دقیق‌تر رکوردهای روزآزمون مورد استفاده قرار گیرد.

واژه های کلیدی: پارامتر ژنتیکی، رگرسیون تصادفی، روزآزمون، گله هلشتاین

مقدمه

هرگونه پیشرفت در بهبود تولید حیوانات بستگی به استفاده از روش‌های اصلاح نژادی دارد که با مشخص نمودن میزان وراثت-پذیری، همبستگی ژنتیکی، به‌کارگیری روش‌های مناسب انتخاب و برآورد پیشرفت ژنتیکی حاصل از انتخاب امکان‌پذیر است (۲۵). رکورد برداری روزانه از تولید شیر هر حیوان، در یک دوره‌ی شیردهی ۳۰۵ روزه، پرهزینه بوده و نیاز به صرف زمان و همچنین نیروی انسانی زیاد می‌باشد، این امر باعث افزایش خطا در رکوردگیری می‌شود. رکورد برداری ماهیانه از تولید شیر هر حیوان که به‌عنوان مقدار تولید هر حیوان در روز رکورد برداری محسوب می‌شود، اصطلاحاً رکوردهای روزآزمون نامیده می‌شوند که اساس رکوردهای تولید در طول دوره‌ی ۳۰۵ روز استاندارد شیردهی هستند (۲۳، ۳۱ و ۳۲).

مدل‌های رگرسیون تصادفی در ارزیابی‌های ژنتیکی صفات تولیدی در گاوهای شیری، ارزش‌های اصلاحی تولید شیر تجمعی را در هر زمان خاصی از طول دوره‌ی شیردهی و توابع منحنی شیردهی پیش‌بینی می‌کنند. برآورد پارامترهای ژنتیکی بدست آمده با مدل رگرسیون تصادفی عموماً به توابع رگرسیونی استفاده شده در ساختار کوواریانس برای اثرات ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی و باقیمانده بستگی دارد (۵).

مدل‌های روز آزمون در ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری معمولاً موجب بهبود دقت پیش‌بینی ارزش ژنتیکی حیوانات می‌شود که دلیل برتری این مدل‌ها نسبت به سایر مدل‌های معمول اصلاح دام هستند. مدل تابعیت تصادفی، امکان استفاده‌ی مؤثر از داده‌های موجود برای هر حیوان را به‌دلیل استفاده از چندین رکورد برای هر حیوان و

۱،۲و۳- به ترتیب دانشجوی دکتری، استادیار و دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(*- نویسنده مسئول: Email: atefeh.seyeddokht@gmail.com)

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی حیوانات در دو سطح ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی فراهم می‌آورد (۷، ۹، ۲۱، ۲۶و ۳۳). در این مدل‌ها، منحنی شیردهی هر حیوان از طریق برازش ضرایب رگرسیون تصادفی برای هر حیوان در مدل منظور می‌شود (۱۱). توابع مختلفی در مدل‌های تابعیت تصادفی، نظیر تابع علی و شفر(۳)، تابع ویلمینک (۳۵) و چندجمله‌ای‌های لژاندر (۶) به‌منظور درنظرگرفتن تغییرات تولید شیر در دوره‌ی شیردهی مورد استفاده قرار گرفته‌اند (۷ و ۹). در صورت برآورد ضرایب رگرسیون تصادفی با استفاده از چندجمله‌ای‌های لژاندر نیاز به پیش‌فرض برای شکل منحنی شیردهی وجود نخواهد داشت که این امر موجب افزایش دقت پیش‌بینی ارزش اصلاحی حیوانات می‌گردد (۲۰). در اغلب مدل‌های رگرسیون تصادفی از چندجمله‌ای‌های متعامد لژاندر جهت در نظر گرفتن ساختار کوواریانس برای اثرات ژنتیکی افزایشی تصادفی و محیطی دائمی استفاده شده است (۴،۵ و۲۲).

بعضی از مزایای مدل‌های روزآزمون شامل توانایی محاسبه‌ی اثرات محیطی، توانایی ارزیابی دقیق‌تر از نرها و ماده‌ها ناشی از استفاده از تعداد بیشتری از اطلاعات به‌ازای هر حیوان و توانایی سازگاری با طرح‌های رکوردگیری شیر و کاهش هزینه‌ها با استفاده از ابزارها و اندازه‌گیری‌های کمتر می‌باشد (۱۵).

این پژوهش با هدف برآورد پارامترهای ژنتیکی برای رکوردهای روزآزمون تولید شیر در دوره‌ی شیردهی اول گاوهای هلشتاین و برآورد همبستگی‌های ژنتیکی بین رکوردهای روزآزمون تولید شیر بر اساس مدل رگرسیون تصادفی که مدل‌های دقیق‌تری نسبت به مدل ۳۰۵ روزه هستند، انجام گرفت.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، مربوط به ۱۴۰۳۵۷ رکورد سه بار دوشش در روزآزمون ماهیانه‌ی تولید شیر مربوط به ۲۸۲۹۲ رأس گاوهای هلشتاین شکم اول بود که توسط مرکز اصلاح نژاد کشور جمع‌آوری شده‌اند. این گاوها متعلق به ۱۶۵ گله در مناطق مختلف استان تهران بودند که در بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ زایش داشته‌اند. متوسط تولید شیر روزانه ۲۸/۲۸ کیلوگرم با انحراف معیار ۶/۶۳ کیلوگرم بود. از آنجایی‌که رکوردهای شیر مربوط به زایش اول گاوها تحت تأثیر عواملی نظیر دوره خشکی قبل از زایش، فاصله زایش و طول دوره‌ی غیرآبستنی پیشین که معمولاً بر رکوردهای شیر در نوبت بعدی شیردهی تأثیر قابل ملاحظه‌ای دارند، قرار نمی‌گیرند و همچنین نیازی به تصحیح رکوردهای شیر در دوره‌ی اول شیردهی برای آن‌ها نمی‌باشد، پژوهش حاضر بر روی رکوردهای شکم اول گاوهای هلشتاین انجام شد (۱).

جدول۱- ساختار فایل شجره

تعداد رکوردها	۱۴۰۳۵۷
تعداد حیوانات	۴۹۲۱۹
تعداد حیوانات با رکورد	۲۸۲۹۲
تعداد حیوانات نسل مبنا	۲۰۹۲۷
تعداد پدران دارای فرزند	۱۴۵۱
تعداد مادران دارای فرزند	۲۴۲۵۷
متوسط تعداد گاو در هر گله	۱۷۱/۴۷
متوسط تعداد فرزند به‌ازای هر پدر	۱۹/۵۰
متوسط تعداد فرزند به‌ازای هر مادر	۱/۱۷
تعداد پدر بزرگ	۷۰۸
تعداد مادربزرگ	۴۵۴۰
میانگین درصد ژن هلشتاین	۹۲/۵۱

جدول۲- آمار توصیفی رکوردهای روزآزمون تولید شیر(کیلوگرم) بر اساس مرحله شیردهی

مرحله شیردهی(ماه)	میانگین(کیلوگرم)	تعداد حیوان	انحراف استاندارد
۱	۲۵/۶۸	۱۳۴۲۹	۶/۲۰
۲	۳۰/۰۵	۹۴۳۶	۶/۸۱
۳	۳۰/۷۹	۱۰۶۷۵	۶/۴۶
۴	۳۰/۶۱	۱۳۱۲۷	۶/۴۷
۵	۲۹/۹۵	۱۵۱۰۸	۶/۴۰
۶	۲۹/۱۸	۱۶۳۰۷	۶/۳۹
۷	۲۸/۳۲	۱۶۹۳۶	۶/۲۶
۸	۲۷/۳۷	۱۷۰۸۹	۶/۲۵
۹	۲۶/۳۶	۱۶۰۳۶	۶/۲۸
۱۰	۲۶/۵۲	۱۲۲۱۴	۶/۳۵
کل	۲۸/۲۸	۱۴۰۳۵۷	۶/۶۳

میانگین شیر تولیدی براساس مرحله‌ی شیردهی در کل دوره‌ی شیردهی اول، معادل ۲۸/۲۸ کیلوگرم برآورد گردید. بیشترین میانگین شیر تولیدی در ماه سوم دوره‌ی شیردهی ۳۰/۷۹ کیلوگرم و کمترین مقدار آن در ماه اول دوره‌ی شیردهی ۲۵/۶۸ کیلوگرم بدست آمد که از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد ($P<۰/۰۱$). همچنین بیشترین و کمترین مقدار انحراف معیار برای صفت تولید شیر به‌ترتیب در ماه های دوم ۶/۸۱ کیلوگرم و اول ۶/۲۰ کیلوگرم بدست آمد.

مدل آماری مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل ژنتیکی داده‌ها، یک مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی بود. در مدل مزبور اثر ثابت گروه همزمان گله- سال- ماه زایش (۳۰۹۹ سطح)، متغیرهای کمکی سن گاو هنگام زایش و درصد ژن هلشتاین قرار داده شد. در مدل مورد استفاده، از تابع چند جمله‌ای لژاندر با توان چهارم، جهت درنظر گرفتن شکل منحنی شیردهی گاوها در دو سطح ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی نیز استفاده شد. مدل آماری مورد استفاده در این

www.SID.ir

Archive of SID

پژوهش به صورت زیر بود:

$$y_{ijkt}=\mu+(HYM)_{it}+\sum_{m=1}^{2}\beta_m*(A_{ijkt}-\bar{A})^m+\sum_{m=1}^{2}\delta_m*(HF_{ijkt}-\overline{HF})^m+\sum_{R=0}^{k-1}(\gamma_R*\varphi_R(t))+\sum_{R=0}^{k-1}(a_{jRt}*\varphi_R(t))+\sum_{R=0}^{k-1}(pe_{jRt}*\varphi_R(t))+e_{ijkt}$$

اجزای این مدل عبارتند از:

y_{ijkt} = مشاهده مربوط به رکورد صفت تولید شیر، μ = میانگین، $(HYM)_{it}$ = اثر ثابت گروه همزمان گله- سال- ماه زایش، $\sum_{m=1}^{2}\beta_m*(A_{ijkt}-\bar{A})^m$ = اثر متغیر کمکی سن هنگام زایش با درجه برازش ۱ و ۲، $\sum_{m=1}^{2}\delta_m*(HF_{ijkt}-\overline{HF})^m$ = اثر متغیر کمکی درصد ژن هلشتاین با درجه برازش ۱ و ۲، $\sum_{R=0}^{k-1}(\gamma_R*\varphi_R(t))$ = تابع چندجمله‌ای لژاندر برای اثرات روز شیردهی با درجه برازش k-1، $\sum_{R=0}^{k-1}(a_{jRt}*\varphi_R(t))$ = اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی، $\sum_{R=0}^{k-1}(pe_{jRt}*\varphi_R(t))$ = اثر تصادفی محیط دائمی و e_{ijkt} = اثر تصادفی خطای باقیمانده.

تابع چند جمله‌ای لژاندر از رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود (۱۶).

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

در این رابطه $\phi R(t)$ جمله R ام از تابع لژاندر و t روز شیردهی استاندارد شده(DIM_{std}) در فاصله‌ی ۱- تا ۱+ می‌باشد. روزهای شیردهی براساس فرمول زیر استاندارد شده‌اند (۱۷).

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

که در آن DIM_{std} روز شیردهی استاندارد شده (در فاصله‌ی ۱- تا ۱+)، DIM_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.

در مدل مورد استفاده برآورد مؤلفه‌های واریانس به‌روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و با استفاده از الگوریتم Powel توسط برنامه‌های DFUNI و DXMRR از نرم‌افزار تخصصی DFREML (۲۰) و با در نظرگرفتن معیار همگرایی 10^{-6} انجام شد. برآوردهای بدست‌آمده برای مؤلفه‌های واریانس و کواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی چندین بار از طریق اجرای مجدد برنامه کنترل گردید تا اطمینان حاصل شود که ماکزیمم کلی تابع درست- نمایی بدست آمده است و برآوردهای قبلی تغییر نکرده است.

بررسی معنی‌داری اثرات عوامل محیطی توسط نرم‌افزار آماری SAS و با استفاده از تجزیه واریانس مورد تحلیل قرار گرفت ($P<0.01$). ضمناً در مدل رگرسیون تصادفی مورد بررسی، واریانس باقیمانده به صورت ناهمگن در طول دوره‌ی شیردهی و بدون کواریانس با یکدیگر در نظر گرفته شد.

نتایج و بحث

برآورد پارامترهای ژنتیکی

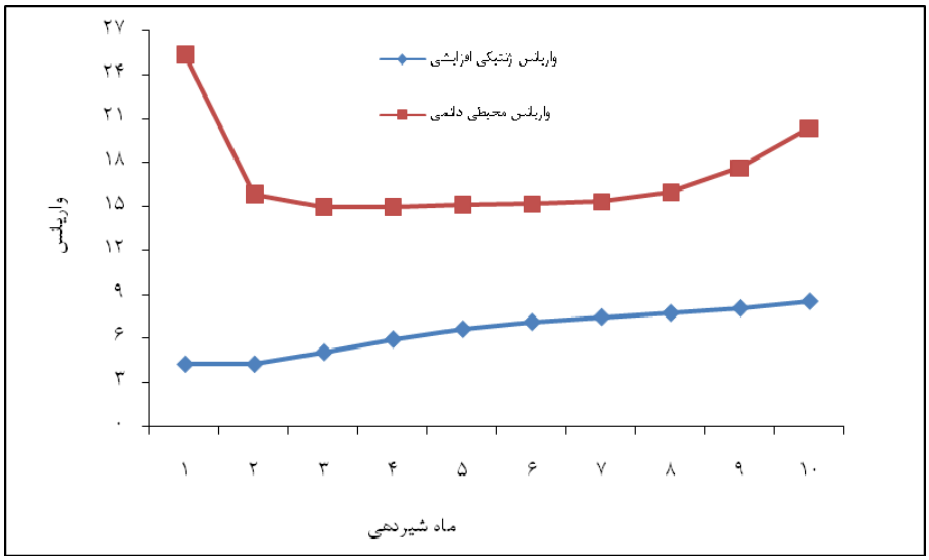
روند تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی تولید شیر روزانه در ماه- های مختلف شیردهی در نمودار۱، نشان داده‌شده‌است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که میزان واریانس ژنتیکی در ابتدای دوره‌ی شیردهی کم است و سپس به‌سمت انتهای دوره افزایش می‌یابد. به- طورکلی واریانس ژنتیکی افزایشی شیر روزآزمون در نیمه‌ی دوم دوره‌ی شیردهی، بزرگتر از واریانس ژنتیکی افزایشی برآورد شده برای نیمه‌ی اول دوره شیردهی می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که گاوها در نیمه‌ی دوم دوره‌ی شیردهی برای صفت مزبور دارای تنوع ژنتیکی بیشتری هستند. همچنین بیشترین میزان واریانس ژنتیکی افزایشی، در آخرین مرحله‌ی شیردهی بدست آمد، که با نتایج به‌دست آمده توسط کوبوسی و همکاران (۸)، و مهربان (۲)، مطابقت دارد، اما با نتایج برخی محققین که بیشترین میزان این پارامتر را در ابتدای شیردهی گزارش کردند، مطابقت ندارد (۶ و ۲۹).

در نمودار ۱ روند تغییرات واریانس محیطی دائمی در ماه‌های مختلف شیردهی نیز ارائه شده‌است. حداکثر میزان واریانس محیطی دائمی در اوایل و اواخر دوره‌ی شیردهی بدست آمد و میزان این پارامتر در اواسط دوره‌ی شیردهی کمترین مقدار را داشت. واریانس محیطی ناهمگنی در طول دوره شیردهی برای تولید شیر روزآزمون با تابعیت تصادفی بدست آمد که با نتایج بدست آمده توسط سایر محققین مطابقت دارد (۶، ۱۳، ۱۸، ۲۲، ۲۷، ۲۸و ۳۰).

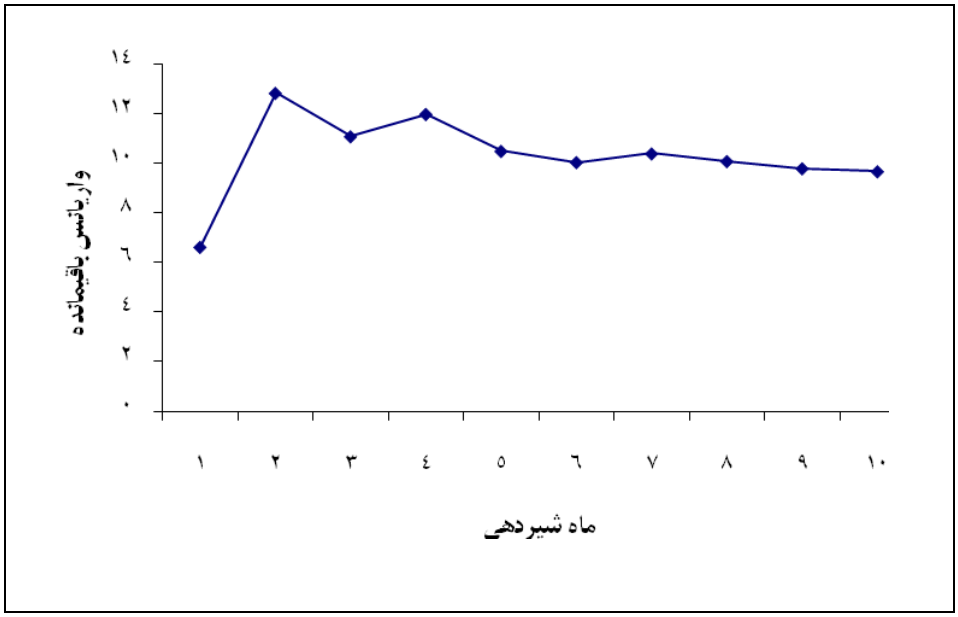
الگوی تغیرات واریانس باقیمانده‌ی صفت تولید شیر (نمودار۲) بیانگر این مطلب بود که واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی به استثنای ماه اول زیاد و به سمت انتهای دوره کاهش یافت. مدل‌های تابعیت تصادفی با فرض واریانس باقیمانده‌ی متغیر در طول دوره شیردهی، در مقایسه با مدل‌هایی با همان درجات برازش برای تابع کواریانس افزایشی و محیطی دائمی ولی با فرض واریانس باقیمانده ثابت در طول دوره شیردهی، به‌دلیل افزایش دقت برآورد مؤلفه‌ی واریانس باقیمانده در مراحل مختلف دوره شیردهی دارای عملکرد بهتری هستند (۶، ۷و ۱۲).

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۱- تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی تولید شیر روز آزمون (مجذورکیلوگرم) در ماه‌های مختلف شیردهی



نمودار ۲- تغییرات واریانس باقیمانده‌ی تولید شیر روزآزمون در ماه‌های مختلف شیردهی

دربسیاری از مطالعات به‌دلیل محدودیت‌های محاسباتی این پارامتر را در طول دوره شیردهی ثابت فرض کردند. پل و همکاران (۲۶)، بیشترین مقدار واریانس باقیمانده را در ابتدا و انتهای دوره‌ی شیردهی گزارش کردند. استرابل و همکاران (۳۰)، حداکثر مقدار واریانس باقیمانده را در اوایل دوره‌ی شیردهی گزارش کردند.

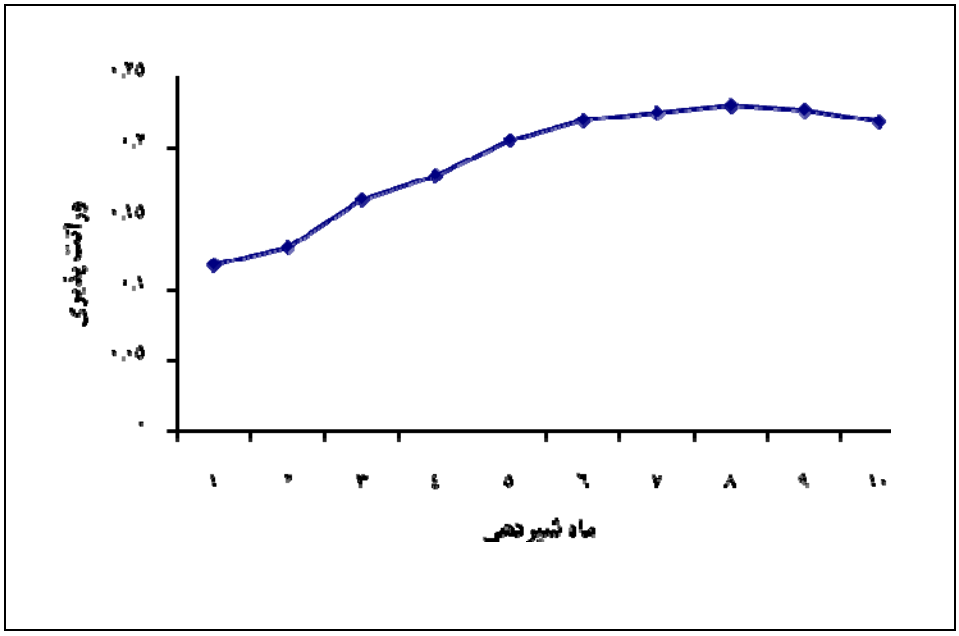
در نمودار ۳ مقادیر وراثت‌پذیری تولید شیر روزانه در ماه‌های مختلف شیردهی نشان می‌دهد که مقدار وراثت‌پذیری در ماه اول شیردهی کمترین مقدار (۰/۱۱۷) را به خود اختصاص می‌دهد و به‌تدریج تا ماه هشتم افزایش یافته (۰/۲۳۰) و بعد از آن کاهش می‌یابد ولی به حداقل مقدار خود در اوایل دوره‌ی شیردهی نمی‌رسد. حداکثر مقدار وراثت‌پذیری در ماه‌های هشتم شیردهی (۰/۲۳۰) بدست آمد. جنگلر و همکاران (۱۰)، و اولوری و همکاران (۲۲)، با آنالیز رکوردهای روزآزمون تولید شیر براساس مدل رگرسیون تصادفی، حداکثر میزان وراثت‌پذیری صفت تولید شیر را در هشتمین ماه دوره شیردهی

www.SID.ir

Archive of SID

گزارش کردند. نتایج بدست آمده از این پژوهش نشان داد که به‌طورکلی میانگین وراثت‌پذیری شیر روزانه در نیمه‌ی اول دوره شیردهی کوچک‌تر از میانگین وراثت‌پذیری بدست آمده برای نیمه دوم آن است که دلالت بر توارث‌پذیرتر بودن صفت تولید شیر در نیمه دوم دوره‌ی شیردهی دارد. چنین نتایجی توسط سایر محققان که به مطالعه‌ی مدل‌های روزآزمون مختلف پرداخته‌اند نیز گزارش شده است (۱، ۲ و ۵).

با توجه مقادیر وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی بین ماه‌های مختلف شیردهی (جدول۳)، مشاهده می‌شود که در مورد صفت تولید شیر، حداکثر همبستگی ژنتیکی بین ماه‌های شیردهی مجاور می‌باشد و میزان این پارامتر اغلب به موازات افزایش فاصله بین روزهای آزمون کاهش می‌یابد، به‌طوری‌که مقدار آن بین ماه‌های شیردهی دور از هم پایین می‌باشد. چنین روندی توسط اکثر مطالعات انجام شده براساس مدل‌های مختلف روزآزمون که به بررسی همبستگی بین روزهای شیردهی پرداخته‌اند، گزارش شده است (۱۰، ۱۱، ۱۳، ۱۴، ۲۴، و ۳۴). در این پژوهش همبستگی‌های ژنتیکی بین ماه‌های مختلف شیردهی مثبت برآورد شدند که با نتایج بدست آمده توسط بعضی محققان (۱۳ و ۲۸) مطابقت دارد ولی با نتایج بدست آمده توسط سایر محققان (۱۸، ۲۶و ۳۰) که همبستگی‌های ژنتیکی را بین بعضی از مراحل شیردهی منفی گزارش کردند، مطابقت ندارد.



نمودار ۳- تغییرات وراثت‌پذیری تولید شیر روزآزمون در ماه‌های مختلف شیردهی

جدول ۳- همبستگی ژنتیکی(عناصر پایین قطر) و وراثت‌پذیری(عناصرروی قطر) بین ماه‌های مختلف شیردهی

ماه شیردهی	ماه اول	ماه دوم	ماه سوم	ماه چهارم	ماه پنجم	ماه ششم	ماه هفتم	ماه هشتم	ماه نهم	ماه دهم
ماه اول	۰/۱۱۷									
ماه دوم	۰/۷۵۶	۰/۱۳۰								
ماه سوم	۰/۵۷۲	۰/۹۴۵	۰/۱۶۳							
ماه چهارم	۰/۴۷۳	۰/۸۵۹	۰/۹۸۸	۰/۱۸۱						
ماه پنجم	۰/۴۲۵	۰/۷۹۵	۰/۹۵۳	۰/۹۹۴	۰/۲۰۶					
ماه ششم	۰/۴۰۷	۰/۷۶۲	۰/۹۲۰	۰/۹۷۹	۰/۹۹۵	۰/۲۲۰				
ماه هفتم	۰/۴۰۵	۰/۷۲۱	۰/۸۸۶	۰/۹۵۴	۰/۹۸۵	۰/۹۹۶	۰/۲۲۵			
ماه هشتم	۰/۴۱۲	۰/۶۹۶	۰/۸۴۹	۰/۹۱۷	۰/۹۵۷	۰/۹۸۴	۰/۹۹۴	۰/۲۳۰		
ماه نهم	۰/۴۲۱	۰/۶۷۰	۰/۸۰۴	۰/۸۷۱	۰/۹۱۵	۰/۹۵۱	۰/۹۷۹	۰/۹۹۳	۰/۲۲۷	
ماه دهم	۰/۴۳۰	۰/۶۴۳	۰/۷۵۱	۰/۸۱۲	۰/۸۶۰	۰/۹۰۲	۰/۹۴۳	۰/۹۷۷	۰/۹۹۴	۰/۲۱۹

www.SID.ir

Archive of SID

پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی

ارزش اصلاحی هر حیوان، پس از محاسبه ضرایب تابعیت تصادفی ژنتیکی افزایشی، با استفاده از اطلاعات فایل شجره برای صفت تولید شیر روزآزمون در هر مرحله از شیردهی توسط نرم‌افزار DXMRR به‌طور مجزا برای حیوانات نر و ماده برآورد شد. در جدول۴ رتبه‌بندی ده پدر برتر با استفاده از مدل روزآزمون با تابعیت تصادفی ارائه شده است.

جدول٤- ده گاو نر دارای ارزش اصلاحی برتر

شماره گاو	تولید شیر روزآزمون	ارزش اصلاحی
۸۰۰۷۱۷	۲۲/۵۰	۵/۷۷
۸۰۰۵۸۹	۲۱/۸۰	۴/۸۴
۸۰۰۷۱۷	۳۴/۶۰	۴/۵۳
۸۰۰۷۳۳	۲۱/۰۰	۴/۱۴
۸۰۰۷۴۵	۲۹/۰۰	۳/۸۵
۸۰۰۷۱۳	۲۶/۰۰	۳/۶۸
۸۰۰۵۸۱	۴۱/۶۰	۳/۴۷
۸۰۰۷۰۲	۳۹/۶۰	۳/۲۷
۸۰۰۸۵۶	۲۲/۰۰	۳/۲۴
۸۰۰۴۰۸	۳۷/۰۰	۳/۱۸

با توجه به مقادیر جدول ۴ می‌توان نتیجه گرفت که بهترین پدر برتر از لحاظ ارزش اصلاحی لزوماً دارای بالاترین میانگین شیر روز آزمون در تولید شیر دخترانش نمی‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این مطالعه نشان داد که وراثت‌پذیری صفت تولید شیر در ماه‌های مختلف یک دوره شیردهی، ثابت نبوده و تغییر می‌نماید و پایین بودن میزان وراثت پذیری در ابتدای دوره‌ی شیردهی به دلیل بالا بودن واریانس باقیمانده و کم بودن واریانس ژنتیکی است. همچنین همبستگی ژنتیکی بین تولید شیر روزانه در ماه‌های مختلف دوره شیردهی برابر با یک نیست و مقدار آن با افزایش فاصله بین ماه‌های رکوردگیری کاهش می‌یابد. مدل‌های رگرسیون تصادفی به‌دلیل دارا بودن تعداد پارامترهای بیشتر، برای توصیف دقیق‌تر واریانس ژنتیکی تولید شیر روز آزمون در طول دوره‌ی شیردهی سودمند می‌باشند.

با توجه به نتایج این پژوهش استفاده از تابع لژاندر به‌دلیل دقت بالا در برآورد ضرایب تابعیت در ارزیابی ژنتیکی دام‌ها و در نتیجه پیش‌بینی دقیق‌تر ارزش اصلاحی دام‌ها در مدل‌های تابعیت تصادفی توصیه می‌شود.

منابع

۱- فرهنگ‌فر، ه. و ه. رضایی. ۱۳۸۶. تخمین پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روز آزمون ماهیانه‌ی شیر در گاوهای هلشتاین ایران. مجله‌ی علمی کشاورزی. ۱۰۸-۱۰۱: ۳۰

۲- مهربان، ح. ۱۳۸۵. کاربرد مدل تابعیت تصادفی در پیش بینی ارزش اصلاحی و برآورد روند ژنتیکی تولید شیر در گاوهای نژاد هلشتاین. مزرعه نمونه آستان قدس رضوی مشهد. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه زابل.

3- 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.

4- Araújo, C. V., R. A. Torres, C. Costa, and R. A. Torres Filho. 2006. Uso de modelos de regressão aleatória para descrever a variação genética da produção de leite na raça Holandesa. Rev. Bras. Zootec. 3: 975-981.

5- Bignardi, A. B., L. El Faro, R. A. A. Torres Júnior, V. L. Cardoso, P. F. Machado, and L. G. Albuquerque. 2011. Random regression models using different functions to model test-day milk yield of Brazilian Holstein cows. Genetics and Molecular Research 10 (4): 3565-3575.

6- Bignardi, A. B., L. El Faro, V. L. Cardoso, P. F. Machado, and L. G. 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. Animal Science.Vol, 70. pp:407-415.

8- Cobuci, J. A., R. F. Euclydes, 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- Gengler, N., A. Tijani, G. R. Wiggans, C. P. Van Tassell, and J. C. Philpot. 1999. Estimation of (co) variances of test day yields for first lactation Holsteins in the United States. J. Dairy Sci. 84:225.

11- Jamrozik, J., and L. R. Scheaffer. 1997. Estimation of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. J. Dairy Sci. 80: 762-770.

www.SID.ir

Archive of SID

12- Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. J. Dairy Sci. 84:2803-2812.
13- Kettunen, A., E. A. Mantysaari, and J. Poso. 2000. Estimation of genetic parameters for dairy milk yields of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. Livest. Prod. Sci. 66: 251-261.
14- Kettunen, A., E. A. Mantysaari, I. Stranden, J. Poso, and M. Lidauer. 1998. Estimation of genetic parameters for first lactation test day milk production using random regression models. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia, 23:307-310.
15- Khodaei Ashan, S., M. Ozkan1, and S. Alijani. 2011. Breeding Value Estimation for Iranian Holsteins through Using Random Regression and Test Day Records Model, Annals of Biological Research, 2 (4) :408-416.
16- Kirkpatrick, M., D. Lofsvold, and M. Bulmer. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. Genetics 124:979-993.
17- 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.
18- López-Romero, P., and M. J. Carabaño. 2003. Comparing alternative random regression models to analyse first lactation daily milk yield data in Holstein Friesian cattle. Livest. Prod. Sci. 82: 81–96.
19- Meyer, K. 1998. DFREML User Notes Version 3.0. Animal Genetics and Breeding Unit. University of New.
20- Meyer, K. 1998. Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. Genet. Sel. Evol. 30:221-240.
21- Meyer, K. 2005 Random regression analysis using B-splines to model growth of Australian angus cattle. Genetics, Selection and Evolution. Vol, 37. pp:473-500.
22- Olori, V. E., W. G. Hill, B. J. McGuirk, and S. Brotherstone. 1999. Estimating variance components for test day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal Model. Livest. Prod. Sci. 61:53-63.
23- Pander, B. L., R. Thampson, and W. G. Hill. 1993. The effect of increasing the interval between recording on genetic parameters of test day yield of British Holstein-Friesian heifers. Anim. Prod. Sci. Vol, 34. pp:23-24.
24- Pander, B. L., W. G. Hill, and R. Thompson. 1992. Genetic parameters of legendre polynomials for first parity lactation curves. J. Dairy Sci. 83:2640-2649.
25- Park, B., and D. Lee. 2006. Prediction of future milk yield with random regression model using test-day records in Holstein cows. J. Anim. Sci. vol.19:915-921.
26- Pool, M. H., and T. H. E. Meuwissen. 2000. Reduction of the number of parameters needed for a polynomial random regression test day model. Livest. Prod. Sci. 64:133-145.
27- Rekaya, R., M. J. Carabaño, and M. A. Toro. 1999. Use of test day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein Friesian cattle. Livest. Prod. Sci. 57:203–217.
28- Santellano-Estrada, E., C. M., Becerril-Pérez, J. De Alba, Y. M. Chang, D. Gianola, G. Torres-Hernández, and R. Ramírez-Valverde. 2008. Inferring Genetic Parameters of Lactation in Tropical Milking Criollo Cattle with Random Regression Test-Day Models. J. Dairy Sci. 91:4393–4400.
29- 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.
30- 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.
31- Swalve, H. H. 2000. Thoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. J. Dairy Sci. Vol, 83. pp:1115-1124.
32- Swalve, H. H. 1998. Use of test day records for genetic evaluation. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia, 23:295-302.
33- Van Der Werf, J. H. J., M. E. Goddard, and K. Meyer. 1998. The use of covariance functions and random regression for genetic evaluation of milk production based on test day records. J. Dairy Sci. Vol,81. pp:3300-3308.
34- Veerkamp, R. F., and M. E. Goddard. 1998. Covariance functions across herd production levels for test day records on milk, fat and protein yields. J. Dairy Sci., 81:1690-1701.
35- 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.

www.SID.ir