نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۶، شماره ۱، بهار ۱۳۹۳، ص. ۸۶-۷۹

Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 6, No. 1, Spring 2014, p. 79-86

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید شیر گاوهای هلشتاین استان‌های شمالی ایران با استفاده از یک مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی

امید حسن زاده[1*]- حسن حافظیان[2]- همایون فرهنگ فر[3]

تاریخ دریافت:۱۳۹۱/۱۱/۱۴
تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۱۰/۱۰

چکیده

در این پژوهش از داده های روز آزمون تولید شیر گاوهای هلشتاین استان‌های گلستان، مازندران و گیلان که توسط مرکز اصلاح نژاد کشور طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۰ گردآوری شده بود، استفاده گردید. اثرات پایدار مورد استفاده در مدل شامل ترکیب گله- سال و فصل تولید، همچنین درصد ژن هلشتاین و سن گاوها در حین رکوردگیری به عنوان متغیر کمکی مورد استفاده قرار گرفتند. کل ارقام استفاده شده در این تحقیق پس از ویرایش داده‌ها ۹۲۹۴۳ رکورد روز آزمون تولید شیر از ۱۲۸۵۵ گاو شکم اول بود. جهت برآورد مؤلفه های واریانس و پارامترهای ژنتیکی در مدل‌های روز آزمون با تابعیت تصادفی از روش حداکثر درستنمایی محدود شده بی نیاز از مشتق گیری DFREML استفاده گردید. در راستای در نظر گرفتن تغییرات ژنتیکی و محیطی مقدار شیر تولیدی در دوره شیردهی گاوها از چند جمله ای لژاندر با مرتبه برازش سوم استفاده شد. آنالیز عوامل محیطی با کمک نرم افزار آماری SAS انجام گرفت. بیشترین همبستگی‌های ژنتیکی، فنوتیپی و محیط دائمی صفت تولید شیر به ترتیب ۰/۹۹، ۰/۶۱ و ۰/۹۸ برآورد گردید. یافته‌های این پژوهش نشان داد وراثت پذیری صفت تولید شیر در ماه‌های مختلف دوره شیردهی متغیر بوده و در دامنه ۰/۱۹۸- ۰/۰۸ بدست آمد.

واژه های کلیدی: پارامترهای ژنتیکی، مدل روز آزمون، تابعیت تصادفی

مقدمه

در گاوهای شیری انتخاب برای تولید شیر، متمرکز بر رکوردهای ۳۰۵ روز شیردهی است اما با این وجود از رکوردهای روز آزمون برای تصمیم گیری بر سر مسئله انتخاب گاوهای شیری استفاده شده است. رکوردهای شیر تولیدی روز آزمون برای هر گاو تحت تأثیر فاکتورهای متعددی از قبیل نژاد، منطقه ای از کشور، مدیریت گله و گروه‌های مدیریتی داخل گله (۱۲، ۱۶ و ۳۳)، روز رکورد برداری، تعداد دوره شیردهی (۶، ۱۷و ۴۰)، سن گاو در هنگام زایش (۲۰)، ماه زایش یا گوساله زایی (۳)، روز شیردهی (۱۴ و ۲۰)، وضعیت آبستنی (۲) و تعداد دفعات دوشش به ازای هر روز شیردهی (۴۷) قرار می‌گیرد. رکوردهای روز آزمون تغییرات یک تولید شیر را در طول زمان بیان می‌کنند (۴۱ و ۴۴) و آنالیز رکوردهای روز آزمون مستلزم آنالیز رکوردهای تکراری از هر فرد خاص است (۲۲ و ۴۶).

در سال‌های اخیر، موضوع ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری با استفاده از مدل‌های روز آزمون برای آنالیز صفات مرتبط با تولید شیر توسط گروه های تحقیقاتی مختلف مورد بررسی قرار گرفته است (۹، ۲۶، ۳۰، ۳۲، ۳۶، ۳۸، ۴۱ و ۴۸). و حتی برخی از کشورها در حال پیاده سازی مداوم برنامه های ارزیابی ژنتیکی در جمیعت دام‌های بزرگ تجاری خود با استفاده از مدل‌های روز آزمون هستند. مدل‌های روز آزمون به عنوان روشی آماری که تمامی اثرات ژنتیکی و محیطی که به صورت مستقیم بر شیر روز آزمون اثر می‌گذارند، تعریف می‌شود (۳۲). پژوهشگران زیادی تخمین پارامترهای ژنتیکی را برای صفات تولیدی با استفاده از مدل‌های مختلف گزارش کرده‌اند که معمول‌ترین این مدل‌ها، مدل رگرسیون تصادفی است که کواریانس بین ضرایب رگرسیون را به صورت مستقیم از رکوردهای روز آزمون تخمین می‌زند (۱۸ و ۳۵). از سوی دیگر در بسیاری از مطالعات با مدل رگرسیون تصادفی، مرتبه های برازش گوناگونی به کار رفته است که تخمین با این روش، وراثت پذیری ۰/۴۰-۰/۵۹ برای شیر تولیدی در گزارش کتونن و همکاران (۲۱) با استفاده از تابع علی و شفر (۱)

۱ و ۲- دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشیار گروه علوم دامی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
(*- نویسنده مسئول: (Email: omid_hsnzdh@yahoo.com
۳- استاد گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند

برآورد شده است. مطالعه و تحقیق با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی اغلب واریانس و تنوع بیشتری را در حاشیه دوره شیردهی و همبستگی ژنتیکی کمتری را داخل دوره شیردهی در مقایسه با مطالعات چند صفتی تخمین می‌زند (۳۴ و ۴۴). مدل رگرسیون تصادفی در اوایل و اواخر دوره های دوم و سوم شیردهی اغلب واریانس ژنتیکی تخمین شده بیشتری را نسبت به دوره اول شیردهی نشان می دهد (۶ و ۱۷).

هدف از این تحقیق برآورد پارامترهای ژنتیکی و همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی رکوردهای اولین دوره شیردهی گاوهای هلشتاین استان‌های شمالی ایران با استفاده از یک مدل روز آزمون با رگرسیون تصادفی بود.

مواد و روش‌ها

داده های مورد پژوهش شامل ۹۲۹۴۳ رکورد شیر روز آزمون گاوهای هلشتاین استان‌های شمالی ایران، در محدوده سن زایش ۱۸ تا ۳۶ ماه از بین روزهای ۵ و ۳۰۵ دوره اول شیردهی بدست آمدند. کمترین و بیشترین مقدار شیر تولیدی از ۱/۵ کیلوگرم تا ۷۳/۶ کیلوگرم با متوسط ۲۵/۸ کیلوگرم شیر تولیدی بود.

رکوردهای مزبور متعلق به ۱۶۷ گله از استان‌های مذکور به مدت ۲۴ سال (۱۳۹۰ – ۱۳۶۷) زایش می‌باشند، که توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور جمع آوری شده بودند. مشخصات آماری داده های مورد استفاده در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- ساختار آماری داده های پژوهش

مشخصات	تعداد
تعداد کل حیوانات	۱۹۰۵۰
تعداد کل حیوانات با رکورد	۱۲۸۵۵
تعداد حیوانات نسل مبنا	۶۸۶۵
تعداد پدران دارای فرزند	۱۱۶۴
تعداد متوسط گاو در هر گله	۷۶/۹۷
تعداد متوسط دختر به ازای هر پدر	۱۱/۰۳
تعداد متوسط رکورد به ازای هر گاو	۷/۲۳

اطلاعات موجود با استفاده از نرم افزار Foxpro (نسخه ۲/۶) ویرایش و برای تجزیه و تحلیل آماده شدند. محاسبات آماری توسط نرم افزارهای SPSS و SAS انجام پذیرفت و با استفاده از نرم افزارهایEXCEL و Matlab اشکال و نمودارها ترسیم گردیدند. پس از آماده سازی فایل‌های داده‌ها برای صفت تولید شیر، تجزیه و تحلیل رکوردهای روز آزمون بر اساس مدل رگرسیون تصادفی با استفاده از نرم افزار DFREML (۲۴) و زیر برنامه DXMRR (۲۵) با الگوریتم پاول که برآوردهای مطمئنی را از ارزیابی ها نسبت به دیگر الگوریتم های محاسباتی بدست می آورد، انجام شد. به منظور انجام محاسبات و در نظر گرفتن تغییرات ژنتیکی و محیطی مقدار شیر تولیدی در دوره شیردهی از چند جمله ای لژاندر درجه ۳ استفاده گردید. فرم ماتریسی، مدل روز آزمون به صورت زیر بود:

$$Y = Xb + Zu + Wp + e$$

که در آن y بردار مشاهدات صفت، b بردار اثر عوامل ثابت محیطی ترکیب گله- سال رکوردگیری- فصل تولید و متغیرهای کمکی درصد ژن هلشتاین و سن گاو هنگام رکورد گیری بود. در مدل مزبور، u بردار ارزش ارثی حیوان برای ضرایب تابع لژاندر، p بردار اثر محیط دائمی حیوان برای ضرایب تابع لژاندر، e مقدار باقیمانده و X، Z و W ماتریس‌های ضرایب می باشند که مشاهدات را به ترتیب به اثر عوامل ثابت، اثر ارزش ارثی و اثر محیط دائمی ارتباط می‌دهند.

نتایج و بحث

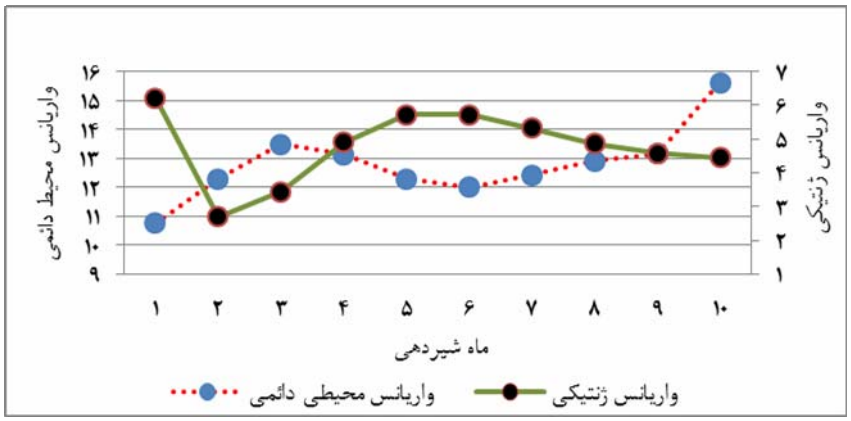
با استفاده از رویه مدل مختلط خطی (Procedure Mixed) و نرم افزار آماری SAS (نسخه ۹/۱) عوامل ثابت موثر بر میزان تولید شیر تجزیه و تحلیل گردیدند. مقایسه آماری بین میانگین‌ها با روش توکی- کرامر نشان داد که تمامی اثرات گنجانده شده در مدل بر تولید شیر روزانه به لحاظ آماری معنی دار بودند ($p < ۰/۰۱$). مشخصات آماری رکوردهای روزانه شیر تولیدی بر اساس مرحله شیردهی در جدول ۲ آمده است.

شکل۱ نشان می‌دهد که متوسط واریانس ژنتیکی افزایشی در نیمه دوم شیردهی نسبت به نیمه اول بیشتر است. همچنین بیشترین میزان واریانس ژنتیکی افزایشی در اولین مرحله شیردهی بدست آمد که با نتایج بدست آمده توسط استرابل و میزتال (۳۹) و زاوادیلوا و همکاران (۴۹) مطابقت دارد. بیشترین و کمترین میزان این پارامتر به ترتیب در ماه اول ۶/۲۲ و ماه دوم ۲/۶۹ برآورد گردید. برخی تحقیقات بیشترین میزان این پارامتر را در اواخر دوره شیردهی نشان داده‌اند (۴، ۷ و ۲۹). تحقیقات دیگری نشان دهنده حداکثر میزان این پارامتر در اواسط شیردهی بود (۱۰و ۳۱). به طوری که ریکایا و همکاران (۳۴) کمترین و بیشترین واریانس ژنتیکی را به ترتیب در ماه‌های ۱۰ و ۴ گزارش نمودند.

وضعیت واریانس محیط دائمی مطابق با شکل ۱ نشان می‌دهد که سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی در اوایل دوره شیردهی پایین‌ترین مقدار (۱۰/۷۷) و در نهایت در ماه دهم شیردهی واریانس محیطی سهم بیشتری از واریانس فنوتیپی را به خود اختصاص داده است و به حداکثر مقدار خود (۱۵/۶۲) رسیده است. زاواندیلوا و همکاران (۴۹) با بررسی گاوهای نژاد هلشتاین چک نشان دادند که واریانس محیط دائمی در اوایل و اواخر دوره شیردهی میل به افزایش دارد که مشابه با نتیجه این تحقیق می‌باشد.

جدول ۲- آمار توصیفی رکوردهای روزانه شیر تولیدی بر اساس مرحله شیردهی

مرحله شیردهی	میانگین شیر تولیدی	تعداد حیوانات	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار	دامنه تغییرات
۱	۲۳/۷۱	۸۷۵۱	۶/۸۳	۱/۵	۶۲/۴	۶۰/۹
۲	۲۷/۵۴	۹۹۴۷	۷/۳۲	۲/۴	۶۴/۸	۶۲/۴
۳	۲۷/۸۳	۱۰۱۲۱	۷/۴۹	۳	۶۷	۶۴
۴	۲۷/۳۶	۱۰۲۳۴	۷/۷۱	۲	۷۳/۶	۷۱/۶
۵	۲۶/۶۸	۹۸۴۷	۷/۶۱	۲/۷	۷۲/۶	۶۹/۹
۶	۲۶/۱۰	۹۸۶۸	۷/۴۶	۲/۸	۶۲/۶	۵۹/۸
۷	۲۵/۳۳	۹۳۲۲	۷/۴۸	۳	۶۳	۶۰
۸	۲۴/۷۲	۹۱۲۱	۷/۳۸	۳	۶۴/۲	۶۱/۲
۹	۲۳/۹۴	۸۳۴۱	۷/۳۳	۱/۸	۶۵	۶۳/۲
۱۰	۲۳/۳۷	۷۳۹۱	۷/۲۵	۱/۵	۵۳/۸	۵۲/۳
کل	۲۵/۷۹	۹۲۹۴۳	۷/۵۷	۱/۵	۷۳/۶	۷۲/۱



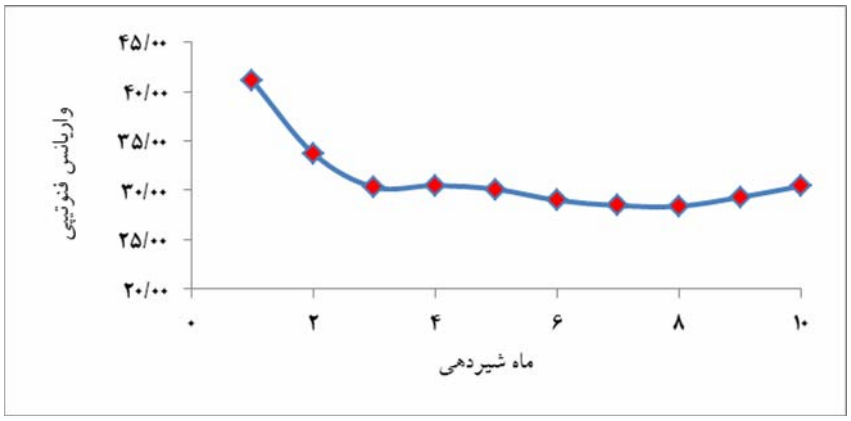
شکل۱- تغییرات واریانس ژنتیکی و محیط دائمی شیر روز آزمون در ماه های مختلف شیردهی

الوری و همکاران (۲۹) سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی را بین ۰/۵۸-۰/۴۱ گزارش نمودند. سوالو (۴۰) بیان نمود که سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی می‌تواند تغییرات مربوط به تعداد روز آزمون و مدل مورد استفاده شده در آنالیز رکوردهای روز آزمون را در برگیرد.

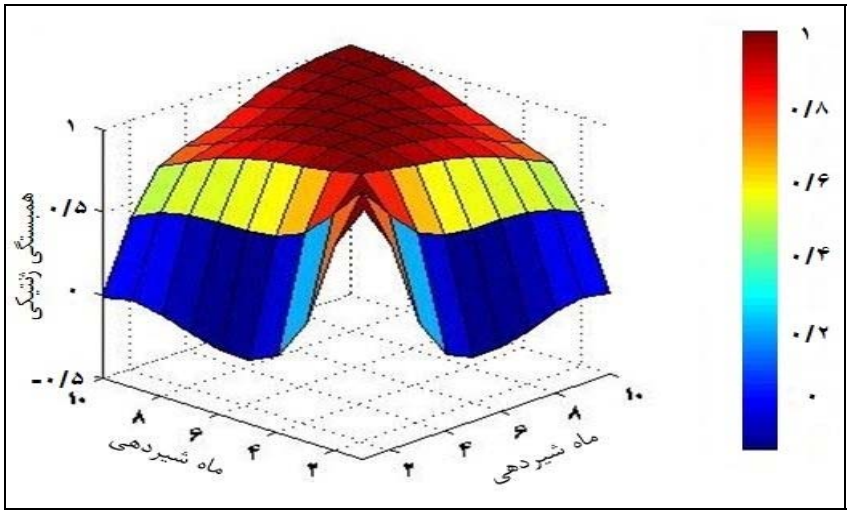
استرابل و میزتال (۳۹) و درت و همکاران (۱۰) حداکثر این پارامتر را در اوائل شیردهی بدست آوردند. نتایج بدست آمده در این تحقیق با نتایج بدست آمده از مطالعه دروت و همکاران (۱۰)، مایر و همکاران (۲۸)، الوری و همکاران (۲۹)، پول و همکاران (۳۱) مطابقت ندارد.

مطابق شکل ۲ واریانس فنوتیپی برای هر مرحله شیردهی از جمع مؤلفه های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و باقیمانده برآورد شده برای آن مرحله شیردهی برآورد گردید. این تحقیق نشان داد که میزان واریانس فنوتیپی برای شیر تولیدی در اوائل شیردهی بیشترین مقدار را دارد که مشابه تحقیق دروت و همکاران (۱۱) می‌باشد. به طوری که مقدار این پارامتر در ماه اول (۴۱/۱۲) حداکثر بوده و سپس روند نزولی داشته و در ماه هشتم (۲۸/۴) کمترین مقدار را نشان داد و سرانجام در انتهای دوره شیردهی روند صعودی داشت، که با نتایج بدست آمده از تحقیقات زاواندیلوا و همکاران (۴۹) مطابقت دارد.

مطابق با شکل‌های ۳ و ۴ وضعیت همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی و فنوتیپی بین ماه های مختلف شیردهی برای تولید شیر مشاهده می‌گردد که با افزایش فاصله بین ماه های شیردهی، همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین آنها کاهش می‌یابد در حالی که با کاهش فاصله بین ماه های دوره شیردهی، همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بیشتری مشاهده می‌شود. که با نتایج بدست آمده از تحقیقات سایر محققین مطابقت دارد (۱۳، ۱۹ و ۳۹). در تحقیق حاضر، همبستگی ژنتیکی افزایشی شیر تولیدی روزانه بین دو رکورد مجاور، در اواخر دوره شیردهی بیشتر از اوایل و اواسط دوره شیردهی برآورد شد. علت این امر را می‌توان این گونه ذکر کرد که هر چقدر فاصله بین ماه های شیردهی افزایش یابد، عوامل ژنی مشترکی که بر روی ماه‌های شیردهی تأثیر گذار، هستند کاهش می‌یابند. که با نتایج تحقیقات دروت و همکاران (۱۰)، کتونن و همکاران (۲۱)، مایر و همکاران (۲۶) و ریکایا و همکاران (۳۴) مطابقت دارد.



شکل ۲- تغییرات واریانس فنوتیپی شیر روز آزمون در ماه‌های مختلف شیردهی



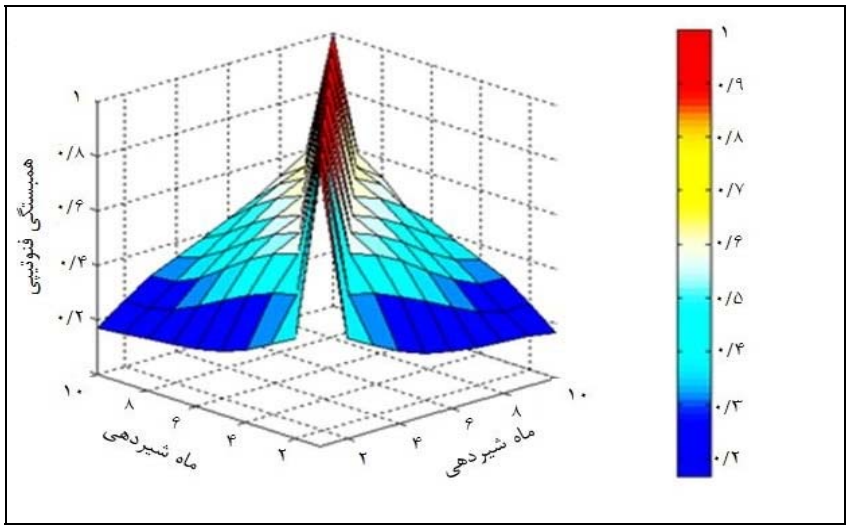
شکل ۳- همبستگی ژنتیکی شیر روز آزمون بین ماه‌های مختلف دوره شیردهی

در این تحقیق همبستگی ژنتیکی در دامنه ای از ۰/۱۱- تا ۰/۹۹ برآورد گردید. تاکما و اکباس (۴۳) نشان دادند که همبستگی ژنتیکی شیر تولیدی در روز های آزمون نزدیک به هم بالاترین مقدار و در روزهای آزمون دور از هم کمترین مقدار را داشته است و در دامنه ای از ۰/۵۱ تا ۰/۹۹ برآورد گردیده است. میر و همکاران (۲۶) همبستگی ژنتیکی بین رکوردهای روز آزمون را ۰/۳۹ تا ۰/۹۵ و پاندر و همکاران (۳۰)، ۰/۷۳ تا ۰/۹۹ گزارش کردند. دی گروت و همکاران (۸) برآورد همبستگی ژنتیکی برای رکوردهای روز آزمون را در دامنه ۰/۳۴ تا ۰/۹۸ گزارش نمودند.

به طور کلی همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین ماه های شیردهی مجاور به هم بیشتر از ماه های شیردهی دور از هم بود که مشابه با مطالعات کوبیوسی و همکاران (۴)، کاستا و همکاران (۵)، درویت و همکاران (۱۰)، لیدیور و همکاران (۲۳)، زاوادیلوا و همکاران (۴۹)، می‌باشد. روند همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی به علت متفاوت بودن اجزای واریانس و کواریانس و پایین بودن وراثت پذیری در ماه‌های مختلف دوره شیردهی متفاوت بود. همچنین همبستگی ژنتیکی افزایشی بالاتر از همبستگی فنوتیپی بود که با نتایج وارگاس و همکاران (۴۵) مطابقت دارد.

حداکثر میزان همبستگی محیط دائمی برای تولید شیر بین ماه‌های شیردهی مجاور برآورد گردید. میزان این پارامتر به موازات افزایش فاصله بین ماه های شیردهی کاهش می‌یابد. و می‌توان این امر را چنین توجیه کرد که عوامل محیطی مشترک که بر روی تولید شیر تأثیر دارند، کاهش می‌یابد. بیشترین میزان پارامتر مذکور بین ماه های سوم و چهارم (۰/۹۸) و کمترین مقدار آن بین ماه های دوم و دهم (۰/۴۵) شیردهی برآورد گردید.

مطابق با شکل ۵ وراثت پذیری شیر تولیدی در تحقیق حاضر در ماه دوم دوره شیردهی کمترین مقدار (۰/۰۸)، و در ماه ششم دوره شیردهی بیشترین مقدار (۰/۱۹۸) را نشان داد.

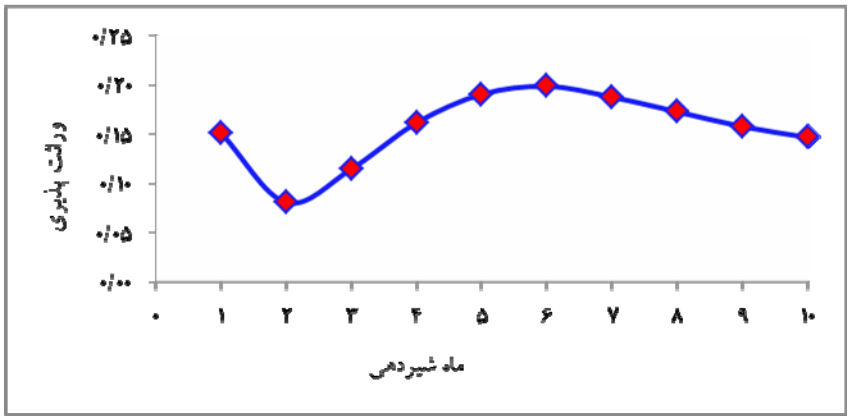


شکل ٤- همبستگی فنوتیپی شیر روز آزمون بین ماه‌های مختلف دوره شیردهی

نتایج نشان داد که نیمه اول دوره شیردهی وراثت پذیری کمتری نسبت به نیمه دوم دوره شیردهی دارد. از جمله دلایل پایین بودن وراثت پذیری در نیمه اول دوره شیردهی را می‌توان به پایین بودن واریانس ژنتیکی افزایشی و بالا بودن واریانس باقیمانده اشاره کرد که با نتیجه بدست آمده از دروت و همکاران (۱۰) در گاوهای هلشتاین فرانسه و الوری و همکاران (۲۹)، مطابقت دارد.

تاکما و اکباس (۴۳) وراثت پذیری را در دامنه ۰/۰۷ تا ۰/۳۲ محاسبه کردند و در اوایل و اواخر دوره شیردهی کمتر از اواسط دوره شیردهی محاسبه کردند. ماکدو و همکاران (۲۷) وراثت پذیری صفت تولید شیر را در دامنه ۰/۰۴ تا ۰/۳۲ برآورد نمودند و بالاترین وراثت پذیری را مربوط به اواسط دوره شیردهی گزارش و پیشنهاد نمودند که این ماه های شیردهی می‌توانند به عنوان مبنای انتخاب باشند. اما دروت و همکاران (۱۰) این دامنه را از ۰/۱۶ تا ۰/۳۹ برآورد نمودند. کوبیوسی و همکاران (۴) در تحلیل رکوردهای اولین دوره شیردهی گاوهای هلشتاین برزیل وراثت پذیری را از ۰/۱۲ تا ۰/۳۳ گزارش نمودند. جنگلر و همکاران (۱۳) با تحلیل رکوردهای شیر روز آزمون بر اساس مدل تابعیت تصادفی، حداکثر وراثت پذیری را در ماه هشتم شیردهی گزارش کردند.

همان‌طور که در شکل ۵ مشاهده می‌گردد، مقدار وراثت پذیری برای رکوردهای اواسط دوره شیردهی زیاد و برای رکوردهای اولیه کمترمی باشد، که با نتیجه تحقیقات دروت و همکاران (۱۰)، هام مامی و همکاران (۱۵)، مایر و همکاران (۲۶)، پاندر وهیل (۳۰)، ریکایا و همکاران (۳۴)، سوالو (۴۱) و وارگاس و همکاران (۴۵)، مطابقت دارد. بالا بودن وراثت پذیری در اواسط دوره شیردهی در واقع به خاطر افزایش واریانس ژنتیکی افزایشی و کاهش واریانس باقیمانده می‌باشد. در برخی از مطالعات حداکثر وراثت پذیری شیر تولیدی در اواسط دوره شیردهی برآورد شده است (۱۸، ۳۱، ۳۴ و ۴۵).



شکل ۵- تغییرات وراثت پذیری تولید شیر روز آزمون در ماه‌های مختلف شیردهی

در حقیقت نتایج نشان دهنده این است که استفاده از رکوردهای اواسط دوره شیردهی در ارزیابی‌های ژنتیکی به علت اینکه سهم واریانس ژنتیکی از واریانس فنوتیپی بیشتر است و محیط تأثیر کمتری روی آن داشته است دارای دقت بیشتری می‌باشند.

علت کاهش وراثت پذیری در ماه های آخر شیردهی به علت بالا بودن تنوع محیطی بین گله های استان‌های شمال ایران می باشد که باعث شده اثرات ژنتیکی به خوبی محاسبه نشوند که در واقع واریانس محیطی سهم بیشتری از واریانس فنوتیپی را به خود اختصاص داده و سهم واریانس ژنتیکی کاهش یافته که منجر به کاهش شدید وراثت پذیری شده است.

بطورکلی استفاده از مدلهای روز آزمون با رگرسیون تصادفی به دلیل اعمال منحنی شیردهی برای حیوانات، درنظر گرفتن همبستگی ژنتیکی میان روزآزمون ها، توصیف تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی شیر تولیدی و بدست آوردن وراثت پذیری در ماه های مختلف دوره شیردهی برای ارزیابی رکوردهای روزآمون مناسب می باشد. همچنین وراثت پذیری شیر روز آزمون در ماههای مختلف دوره شیردهی در گاوهای هلشتاین استان های شمال ایران، متغیر بود. این پارامتر در اکثر پژوهش‌هایی که در داخل کشور انجام شده در دامنه ۰/۱۹- ۰/۳۷ قرار دارد، که یافته‌های این پژوهش در این بازه قرار نگرفت. این مسئله می‌تواند به دلیل عواملی همچون شرایط آب و هوایی خاص منطقه مورد مطالعه و ناسازگاری با نژاد مورد پژوهش، مدیریت نادرست تغذیه و حتی خطا در رکوردگیری باشد. بنابراین کنترل عوامل محیطی موجب افزایش وراثت‌پذیری می گردد.

توصیه می شود برای افزایش صحت و دقت ارزیابی ژنتیکی از رکورد های روزآزمون اواسط دوره شیردهی به‌دلیل وراثت پذیری بالا استفاده شود، که انجام این امر در کاهش فاصله نسل تأثیرگذار است.

تشکر و قدردانی

از همکاری مرکز اصلاح نژاد دام کشور و همچنین از آقایان ملاعرازی عبدالجبار و حسین نعیمی پور به خاطر کمک در تکمیل مقاله و راهنمایی‌های ارزنده تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

1- Ali, T. E. and L. R. Schaeffer. 1987. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. J. Anim. Sci. 67: 637-644.

2- Amin, A. A. 2003. Test-day model of daily milk yield prediction across stages of lactation in Egyptian buffaloes. Archinect Animal Breeding. 46: 35-45.

3- Bormann, J., G. R. Wiggans, T. Druet, and N. Gengler. 2003. Within-Herd effects of age at test-day and lactation stage on test-day yields. J. Dairy Sci. 86: 3765–3774.

4- Cobucim, J. A., R. F. Euclydes, P. S. Lopes, and C. N. Costa. 2005. Estimation of genetic parameters for test-day milk yield in Holstein cows using a random regression model. Genetics and Molecular Biology. 28: 75-83.

5- Costa, C. N., C. M. R. Melo, and I. U. Packer. 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: 602-608.

6- De roos, A. P. W., A. G. F. Harbers, and G. De Jong. 2001. Random regression test-day model in The Netherlands. Interbull Bull. 27: 155–158.

7- De roos, A. P. W., A. G. F. Harbers, and G. De jong. 2004. Random herd curves in a test day model for milk fat and protein production of dairy cattle in the Netherlands. J. Dairy Sci. 87:2693-2701.

8- Degroot, B. J., J. F. Keown, L. D. Van vleck, and S. D. Kachman. 2007. Estimates of genetic parameters for Holstein cows for test day yield traits with a random regression cubic spline model. Genetics and Molecular Research. 6(2): 434-444.

9- Dzomba, E. F., K. A. Nephawe, A. N. Maiwashe, S. W. P. Cloete, M. Chimonyo, C. B. Banga, C. J. C. Muller, and K. Dzama. 2010. Random regression test-day model for the analysis of dairy cattle production data in South Africa. South African Journal of Animal Science. 40: 273-284.

10- Druet, T., F. Jaffre´zic, 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.

11- Druet, T., F. Jaffrezic, and V. Ducrocq. 2005. Estimation of genetic parameters for test day records of dairy traits in the first three lactations. Genetics Selection and Evolution. 37: 257-27.

12- Everett, R. W., F. Schmitz, and L. H. Wadell. 1994. A test day model for monitoring management and genetics in dairy cattle. Journal of Dairy Science. 77(Supplement. 1): 267(Abstract).

13- Gengler, N., A. Tijani, G. R. Wiggans, and I. Misztal. 1999. Estimation of (co) variance functions for test day yield with a Restricted Maximum Likelihood algorithm. J. Dairy Sci. 82: 1849.

14- Hamed, M. K. 1995. Accuracy of bimonthly and trimonthly milk recording systems for dairy cattle in Egypt.

Annual Agriculture Science. 33: 669-679.
15- 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.
16- Jamrozik, J., L. R. Schaeffer, and J. C. M. Dekkers. 1997a. Genetic evaluation of dairy cattle using testday yields and random regression model. Journal of Dairy Science. 80: 1217–1226.
17- Jamrozik, J., L. R. Schaeffer, Z. Liu, and G. Jansen. 1997b. Multiple trait random regression test day model for production traits. Interbull Bull. 16: 43–47.
18- Jakobsen, J. H., P. Madsen, J. Jensen, J. Pedersen, L. G. Christensen, and D. A. Sorensen. 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. Journal of Dairy Science. 85: 1607- 1616.
19- Jensen, J. 2001. Genetic Evaluation of Dairy Cattle Using Test-Day Models. Journal of Dairy Science. 84: 2803-2812.
20- Kaya, I., Y. Akbas, and C. Uzmay. 2003. Estimation of breeding values for dairy cattle using test-day milk yields. Turkish Journal of Veterinary Animal Science. 27: 459-464.
21- Kettunen, A., J. Poso, and M. Lidaure. 1998. Estimation of genetic parameters for first lactation milk production. Livestock Production Science. 23: 307-310.
22- Lindsey, J. K. 1993. Models for repeated measurements. Oxford Statistical Science Series., Clarendon Press, Oxford, UK.
23- Lidauer, M., E. A. Mantysaari, and I. Stranden. 2003. Comparison of test day models for genetic evaluation of production traits in dairy cattle. Livestock Production Science. 76: 73- 86.
24- Meyer, K. 1988a. DFREML- A set of programs to estimate variance components under an individual animal model. Journal of Dairy Science. (Supplement 2) 71: 33-34.
25- Meyer, K. 1998b. DXMRR –A program to estimate covariance function for longitudinal data by Restricted Maximum Likelihood. In Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production,,NSW, Australia, 11-16 January. 27: 465-466.
26- Mayer, K., H. U. Grasser, and K. Hammond. 1989. Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian black and white cows . Livestock Production Science. 21: 177-199.
27- Machado, S. G., M. A. R. Freitas, and C. H. Gadini. 1999. Genetic parameters of test day milk yields of Holstein cows. Genetics and Molecular Biology. 22(3): 383-386.
28- Mayer, P., J. Stoll, J. Bomann, and N. Gengler. 2004. Prediction of daily milk, fat and protein production by a random regression test day model. Journal of Dairy Science. 87: 1925-1933.
29- Olori, V. E., W. G. Hill, B. J. McGurik, and S. Brotherstone. 1999. Estimation variance components for test day milk records by Restricted Maximum Likelihood with a random regression animal model. Livestock Production Science. 61: 53-63.
30- Pander, B. L., and W. G. Hill. 1993. Genetic evaluation of lactation yield from test day records on incomplete lactation. Livestock Production Sscience. 37: 23–36.
31- Pool, M. H., L. L. G. Janess, and T. H. E. Meuwissen. 2000. Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. Journal of Dairy Science. 83: 2640-2649.
32- Ptak, E., and L. R. Schaeffer. 1993. Use of test-day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. Livestock Production Science. 34: 23-34.
33- Reents, R., L. Dopp, M. Schmutz, and F. Reinhardt. 1998. Impact of application of a test-day model to dairy production traits on genetic evaluation of cows. Interbull Bull. 17: 49–54.
34- Rekaya, R., M. J. Carabano, and M. A. Toro. 1999. Use of test day yield for the genetic evaluation of production traits in Holstein Frisian cattle. Livestock Production Science. 57: 203–217.
35- Samore, A. B., P. Boettcher, J. Jamrozik, A. Bagnato, and A. F. Groen. 2002. Genetic parameters for production traits and somatic cell scores estimated with a multiple trait random regression model in Italian Holsteins. Proceedings. 7th World Congress. Genetics Applied, Livestock Production., Montpellier, France. 29: 63–66.
36- Schaeffer, L. R., and J. C. M. Dekkers. 1994. Random regressions in animal models for test day production in dairy cattle. Proceedings. 5th World Congress. Genetics Applied. Livestock Production., Guelph, ON XVIII: 443–446.
37- Silvester, A. M., F. Petim- batista, and J. Coluco. 2005. Genetic parameter estimates of Portuguese dairy cows for milk, fat and protein using a spline test-day model. Journal of Dairy Science. 88: 1225-1230.
38- Stanton, T. L., L. R. Jones, R. W. Everett, and S. D. Kachman. 1992. Estimating milk, fat and protein lactation curves with a test day model. Journal of Dairy Science. 75: 1691–1700.
39- Strabel, T., and I. Mistzal. 1999. Genetic parameters for first and second lactation milk yield of Polish black and white cattle with random regression test-day models. Journal of Dairy Science. 82: 2805-2810.
40- Swalve, H. H. 1995a. The effects of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yield traits. Journal of Dairy Science. 78: 929-938.
41– Swalve, H. H. 1995b. Test day model in the analysis of dairy production. Archinect Tierzucht. 38: 591-612.
42- Swalve, H. H., and N. Gengler. 1998. Genetics of lactation persistency. Proceedings. Workshop on Genetic

Improvement of Functional Traits in Cattle-Metabolic Stress, Edinburgh, United Kingdom. British Society Animal Science. 24: 75-81.
43- Takma, Ç., and Y. Akbas. 2007. Estimates of genetic parameters for test day milk yields of a Holstein Friesian herd in Turkey with random regression models. Archinect. Tierzucht. Dummerstorf. 50: 327-336.
44- Van der Werf, J. H. J., M. E. Goddard, and K. Meyer. 1998. The use of covariance functions and random regressions for genetic evaluation of milk production based on test day records. Journal of Dairy Science. 81: 3300–3308.
45- Vargas, B., E. Perez, and J. A. M. Van Arendonk. 1998. Analysis of test day yield data of Costa Rican dairy cattle. Journal of Dairy Science. 81: 255-263.
46- Vonesh, E. H. and E. F. Chincilla. 1997. Linear and Non-linear Models for the Analysis of Repeated Measurements. Marcel Dekker Inc., New York, NY.
47- Wigans, G. R. 1986. Estimating daily yields of cows milked three times a day. Journal of Dairy Science. 69: 2935-2940.
48- Wiggans, G. R., and M. E. Goddard. 1996. A computationally feasible test day model with separate first and later lactation genetic effects. Pages 19–21 in Proceedings, 56th New Zealand Society, Animal Production.
49- 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 Journal of Animal Science. 50: 142-154.