

استفاده از مدل‌های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی در آنالیز ژنتیکی تولید شیر روزانه گاوهای هلشتاین مشهد

علیرضا عرب^۱، همایون فرهنگ فر^{۲*}، سید رضا میرائی آشتیانی^۳، احمد ریاسی^۴ و حسین رشید^۵

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۹ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۱۶

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه بیرجند

^۲ دانشیار گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه بیرجند

^۳ استاد گروه علوم دامی پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

^۴ استادیار گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه صنعتی اصفهان

^۵ کارشناس ارشد سازمان جهاد کشاورزی خراسان رضوی

*مسئول مکاتبه: Email: Hfarhangfar2003@yahoo.co.uk

چکیده

برای مقایسه‌ی روش‌های ارزیابی ژنتیکی تولید شیر در گاوهای هلشتاین مشهد، از دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی استفاده شد. داده‌های مورد استفاده، شامل ۹۵۵۱۰ رکورد روزآزمون متعلق به ۱۱۰۵۴ گاو شکم اول در ۷۶ گاوداری مشهد بود که بین سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۳ زایش داشتند. تعداد پدر، مادر و دختران بترتیب ۸۰۷، ۸۸۳۵ و ۱۱۰۵۴ رأس بود. میانگین تولید شیر روزانه $۲۶/۹۲ \pm ۶/۹۱$ کیلوگرم بود. مدل‌های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی، شامل اثرات ثابت گله-سال رکوردگیری- فصل رکوردگیری- دفعات دوشش و کد اسپرم، و متغیرهای همراه درصد ژن هلشتاین، گامه‌ی آبستنی، سن در هنگام رکوردگیری و درجه حرارت روز رکوردگیری بود. برای وارد کردن اثر شکل منحنی شیردهی در سطوح فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی دائمی، از چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر با توان چهار برای مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی استفاده شد. از نرم افزار DXMRR برای برآزش مدل‌ها استفاده گردید. بین ارزش‌های اصلاحی پیش بینی شده دو مدل همبستگی رتبه‌ای مثبت و بالا (۰/۹۳۹) وجود داشت (P<۰/۰۰۱). میانگین ارزش اصلاحی برای مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی به ترتیب ۰/۱۶۹۵ و ۰/۱۵۲۴ کیلوگرم بود که به لحاظ آماری تفاوت معنی دار داشتند (P<۰/۰۰۰۱). روند ژنتیکی شیر روزانه بر حسب سال زایش گاوها براساس دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی به ترتیب ۰/۰۴۴ و ۰/۰۷۷ کیلوگرم در سال برآورد شد.

واژه‌های کلیدی: گاو هلشتاین، شیر روزآزمون، ارزیابی ژنتیکی

The use of fixed and random regression test day models in genetic analysis of daily milk yield of Mashhad's Holstein cows

A Arab¹, H Farhangfar², SR Miraei Ashtiani³, A Riasi⁴ and H Rashid⁵

Received: February 28, 2011

Accepted: May 5, 2012

¹MSc Student, Department of Animal Science, University of Birjand, Iran

²Associate Professor, Department of Animal Science, University of Birjand, Iran

³Professor, Department of Animal Science, Paradise of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Iran

⁴Assistant Professor, Department of Animal Science, Esfahan Industrial University, Iran

⁵MSc Expert, Agricultural Jahade Organization of Razavi Khorasan, Iran

*Corresponding author: Hfarhangfar2003@yahoo.co.uk

Abstract

To compare genetic evaluation methods for milk yield of Mashhad's Holstein cows, two fixed and random regression test day models were used. The data set consisted of 95,510 test day milk records collected from 11,054 first parity Holstein cows calved between 1994 and 2007 Mashhad's dairy farms. The number of sires, dams and total animals in pedigree file were 807, 8,835 and 11,054, respectively. Average daily milk was 26.92 ± 6.91 Kg. Fixed and random regression test day models had fixed effects of herd – year – season of recording - milking times - sperm origin, as well as covariables of Holstein gene percentage, stage of pregnancy, age of cow at recording, and daily temperature. To take into account the shape of the lactation curve at phenotypic, genetic and environmental levels, orthogonal Legendre polynomials (order 4) was implemented in the random regression test day model. The models were fitted to the data by DXMRR software. There was a high positive and significant ($P < 0.001$) rank correlation coefficient (0.939) between predicted breeding values (PBV) obtained by two models. Averages PBV were found to be 0.1695 and 0.1524 Kg for fixed and random regression test day models, respectively which were significantly ($P < 0.0001$) different from each other. Genetic trends for daily milk were 0.044 and 0.077 Kg annually for fixed and random regression test day models, respectively.

Keywords: Holstein cow, Test day milk, Genetic evaluation

مقدمه

کشورهای پیشرفته و برخی از کشورهای در حال توسعه ایجاد شده است به نحوی که در ۴۰ سال گذشته، میزان تولید شیر در جهان از ۳۰۰ به بیش از ۶۰۰ میلیون تن در سال رسیده است. در ایران نیز تولید شیر طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۷ سه برابر افزایش داشته است (عباسی و همکاران ۱۳۸۹). پیشرفت‌های حاصل را می‌توان نتیجه بهبود شرایط بهداشت، تغذیه و استفاده از روش‌های مناسب ارزیابی ژنتیکی حیوانات دانست (بیلال و خان ۲۰۰۹). بنابراین پژوهش در زمینه عوامل مؤثر بر میزان شیر تولیدی می‌تواند به بهبود کمی و کیفی تولید کمک کند.

گرچه صفات عملکردی به سبب تأثیر مستقیم شان بر شایستگی اقتصادی^۱ در برنامه‌های انتخاب مد نظر قرار گرفته‌اند، ولی به منظور افزایش قابلیت تولید و در نهایت افزایش سودآوری، فشار انتخاب بیشتر معطوف به صفات تولیدی نظیر مقدار شیر بوده است (کوبیوسی ۲۰۰۶). در نیم قرن اخیر، تحول بزرگی در تولید و فرآوری شیر در

¹ Economic merit

با مدل های روز آزمون می توان تولید کلی را با دقت بسیار بالاتری به وسیله محاسبه اثرات محیطی وابسته به زمان^۱ پیش بینی کرد (ویگانز و گودارد ۱۹۹۷، سوالو ۱۹۹۸، مایرز و همکاران ۲۰۰۴). مدل های روز آزمون بر دو نوع مدل تابعیت ثابت^۲ و مدل تابعیت تصادفی^۳ است.

در یک مدل روز آزمون با تابعیت ثابت، همبستگی ژنتیکی بین رکوردهای روز آزمون ۱۰۰ فرض می شود، بنابراین، برای همه گاوها منحنی شیردهی یکسانی در سطوح ژنتیکی و محیطی در نظر گرفته می شود. مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی، امکان در نظر گرفتن تفاوت های انفرادی در شکل منحنی شیردهی گاوها را در دو سطح ژنتیکی و محیط دائمی فراهم می کند (جامروزیک و همکاران ۱۹۹۷). هدف از تحقیق حاضر، آنالیز ژنتیکی تولید شیر روزانه گاوهای هلشتاین گاوداری های مشهد با استفاده از مدل های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی بود.

مواد و روش ها

داده های مورد استفاده در این تحقیق، شامل ۹۵۵۱۰ رکورد روز آزمون متعلق به ۱۱۰۵۴ رأس گاو هلشتاین شکم اول، در ۷۶ گله بزرگ در مشهد بود که طی سال های ۱۳۸۶-۱۳۷۳ زایش داشتند. تعداد پدرها، مادرها و دختران بترتیب ۸۰۷، ۸۸۳۵ و ۱۱۰۵۴ رأس بود. مشخصات آماری داده های مورد استفاده در جدول ۱ آمده است. پس از ویرایش داده ها در نرم افزار فاکس پرو، آنالیز اثر سازه های محیطی با استفاده از رویه مدل مختلط خطی (Mixed Procedure) در نرم افزار SAS (نسخه ۹.۱) بر صفت تولید شیر روزانه، انجام شد (در مدل مورد استفاده برای آنالیز فوق اثرات ثابت محیطی و همچنین اثر تصادفی پدر ماده گاو گنجانده شد. نتایج بدست آمده نشان داد همه اثرات گنجانده شده در مدل بر تولید شیر روزانه به لحاظ

سازه های متعددی بر تولید شیر روزانه گاو تأثیر دارند. برای نمونه می توان به اثر نژاد، درجه حرارت محیط، بیماری ها، گامه شیردهی، نوبت زایش و وضعیت تغذیه حیوان اشاره کرد. تنوع ژنتیکی برای صفت مزبور این امکان را می دهد که بتوان در برنامه های اصلاح نژادی از طریق انتخاب، در جهت بهبود این صفت گام برداشت (دپترس و فارگوسن ۱۹۹۲). بنابراین با توجه به اینکه هدف از اصلاح نژاد دام، بهبود ژنتیکی دام برای صفات اقتصادی است ارزیابی صحیح ژنتیکی گاوهای هلشتاین برای صفات تولیدی نظیر شیر روزانه اهمیت ویژه ای دارد. صفت شیر روزانه در طول دوره شیردهی، دارای تغییرات پیوسته است، از این رو برای پیش بینی ارزش اصلاحی حیوانات باید از مدلی استفاده نمود که با توجه به امکانات موجود (نظیر وجود رایانه پر سرعت) بتوان ارزش اصلاحی دام را با صحت بالاتر پیش بینی کند. در سال های گذشته برای ارزیابی ژنتیکی و انتخاب گاوهای برتر، از رکورد های استاندارد شده بر مبنای ۳۰۵ روز استفاده می شد. این امر سبب می شد که نتوان عوامل محیطی را که بر تولید روزانه گاو اثر دارند، بنحو صحیح برآورد کرد (بیلال و خان ۲۰۰۹، جامروزیک و شفر ۱۹۹۷).

در چند سال اخیر، استفاده از مدل های روز آزمون بدلیل افزایش اطلاعات مورد استفاده در پیش بینی ارزش اصلاحی دام ها، در نظر گرفتن اختلاف ژنتیکی بین گاو ها برای شکل منحنی شیردهی و عدم استفاده از ضرایب تصحیح ۳۰۵ روز، بیشتر مورد توجه محققین قرار گرفته است (بیگناردی و همکاران ۲۰۰۹، مویر و همکاران ۲۰۰۷). مدل های روز آزمون برای برآورد پارامتر های ژنتیکی و اجزای واریانس، ارزیابی ژنتیکی و بهبود مدیریت استفاده می شوند (هینریچز و همکاران ۲۰۰۵، دیروس و همکاران ۲۰۰۴، مایرز و همکاران ۲۰۰۴).

1 Times- dependent

2 Fixed test day model

3 Random test day model

در این رابطه $\phi_R(t)$ جمله R ام از تابع لژاندر، t زمان شیردهی استاندارد شده در فاصله -1 تا $+1$ درجه برآزش تابع و M توان تابع است. برآزش مدل های روز آزمون توسط نرم افزار DXMRR انجام شد (می‌یر ۱۹۹۸). آنالیز تفاوت بین میانگین ارزش اصلاحی مدل های روز آزمون با تابعیت تصادفی و ثابت با استفاده از نرم افزار آماری SPSS و با روش تی استیودنت نمونه های جفت شده^۴ اجرا شد.

با داشتن ارزش اصلاحی گاوها برای هر روز شیردهی، می توان ارزش اصلاحی حیوان را به طور مستقیم برای ۳۰۵ روز شیردهی محاسبه نمود. این امر نشانگر آن است که در چنین مواردی دیگر نیاز به استفاده از توابع مختلف خطی و یا غیر خطی نظیر تابع گامای ناقص نخواهد بود. در تحقیق حاضر، روند ژنتیکی صفت شیر روز آزمون، بر اساس تابعیت خطی میانگین ارزش اصلاحی گاوها از سال زایش آنها برآورد شد. معادله مدل استفاده بصورت زیر بود.

$$ABV_i = \beta_0 + \beta_1 * (Year)_i + e$$

که در آن:

ABV_i متوسط ارزش اصلاحی گاوها در سال زایش i ام (گرچه می توان از ارزش اصلاحی گاوها در هر سال زایش بدون متوسط گرفتن آنها استفاده نمود اما روش مزبور این عیب را خواهد داشت که به هنگام استفاده از مدل رگرسیون خطی ساده، بخش خطای مدل به دو بخش خطای محض و خطای ناشی از عدم برآزش تفکیک می شود و در صورتی که خطای عدم برآزش به لحاظ آماری معنا دار باشد دیگر از مدل رگرسیون خطی ساده نمی توان استفاده نمود).

β_1 پارامتر ضریب تابعیت متوسط ارزش اصلاحی از سال زایش (روند ژنتیکی)
 β_0 پارامتر عرض از مبدأ

آماري معنی دار بود). برای آنالیز ژنتیکی از مدل های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی استفاده شد. اجزای واریانس - کواریانس ژنتیکی و محیطی با روش حداکثر درستنمایی محدود شده^۱ و ارزش اصلاحی با روش بهترین پیش بینی ناریب خطی^۲ برآورد شد.

شکل ماتریسی، مدل روز آزمون به صورت زیر بود:

$$y = Xb + Z_1u + Z_2p + e$$

که در آن y بردار مشاهدات صفت، b بردار اثر سازه های ثابت محیطی شامل گروه همزمان ترکیبی گله - سال رکوردگیری - فصل رکوردگیری - دفعات دوشش و نوع اسپرم پدر گاو، و متغیر های همراه درصد ژن هلشتاین، گامه ی آبستنی (تعداد روزهایی که گاو پس از زایش اول، آبستن می باشد)، سن هنگام رکورد گیری و درجه حرارت روز رکوردگیری بود. در مدل فوق، u بردار اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی، p بردار اثر تصادفی محیط دائمی، e بردار اثر تصادفی باقی مانده، X ، Z_1 و Z_2 ماتریس های ضرایب هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثر عوامل ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی و اثر تصادفی محیط دائمی ارتباط می دهند. برای هر دو مدل روز آزمون، چند جمله ای های متعامد لژاندر^۳ برای در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی بکاربرده شد. برای مدل روز آزمون با تابعیت ثابت، فقط پارامتر عرض از مبدأ و برای مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی، چند جمله ای مزبور با توان چهار بکار برده شد.

شکل کلی تابع چند جمله ای لژاندر عبارت است از:

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

1 Restricted Maximum Likelihood (REML)

2 Best Linear Unbiased Prediction (BLUP)

3 Orthogonal Legendre polynomials

جدول ۱ - آمار توصیفی رکوردهای شیر روزآزمون گاورداری های مشهد (کیلوگرم)

مرحله شیردهی	تعداد حیوان	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	تغییرات
						ضریب (درصد)
۱	۸۸۵۷	۲۵/۶۲	۶/۲۳	۲/۵۰	۵۰/۰۰	۲۴/۳۲
۲	۹۹۹۹	۲۹/۴۹	۶/۶۰	۵/۰	۵۸/۴۰	۲۲/۳۸
۳	۱۰۰۲۵	۲۹/۴۲	۶/۶۷	۴/۰	۶۹/۸۰	۲۲/۶۷
۴	۱۰۲۰۳	۲۸/۷۵	۶/۶۵	۳/۰	۶۶/۶۰	۲۳/۱۳
۵	۱۰۲۱۷	۲۷/۹۱	۶/۶۲	۴/۰	۵۶/۲۰	۲۳/۷۲
۶	۱۰۲۸۶	۲۷/۱۰	۶/۷۳	۱/۵۰	۶۰/۶۰	۲۴/۸۳
۷	۱۰۱۹۴	۲۶/۲۳	۶/۷۵	۳/۰	۶۴/۶۰	۲۵/۷۳
۸	۱۰۰۰۶	۲۵/۲۳	۶/۶۶	۳/۰	۵۷/۸۰	۲۶/۴۰
۹	۹۱۹۴	۲۴/۲۳	۶/۶۷	۳/۰	۶۵/۲۰	۲۷/۵۳
۱۰	۶۷۲۹	۲۳/۶۵	۶/۶۶	۲/۰	۵۱/۲۰	۲۸/۱۶
کل	۹۵۵۱۰	۲۶/۹۱	۶/۹۱	۱/۵۰	۶۹/۸۰	۲۵/۶۸

e خطای مدل با میانگین صفر و واریانس σ_e^2 است. برای برآورد روند ژنتیکی از نرم افزار آماری SPSS استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از برآزش مدل تابعیت ثابت برای صفت تولید شیر روزانه در جدول ۲ ارائه شده است. وراثت پذیری صفت شیر روزانه با استفاده از مدل تابعیت ثابت ۰/۱۴۲ بدست آمد. نتایج تحقیق حاضر نشان داد که وراثت پذیری برآورد شده صفت تولید شیر روزانه با استفاده از مدل تابعیت ثابت کمتر از مقادیر برآورد شده توسط سایر محققین بود (موسترت و همکاران ۲۰۰۴، احسانی نیا و همکاران، ۱۳۸۹). تفاوت در برآورد وراثت پذیری این تحقیق نسبت به وراثت-پذیری برآورد شده توسط سایر محققین را می‌توان

به عواملی چون خطای اندازه گیری صفت مورد بررسی، نوع تعریف صفت (برای مثال مقدار شیر می‌تواند در واحد های زمانی متفاوت تعریف شده باشد برای مثال شیر هفتگی و یا شیر رکورد برداری شده در هر روز شیردهی و یا اینکه برای مثال در رکورد های روز آزمون، میانگین رکورد فعلی و قبلی گاو محاسبه شده باشد)، وجود شرایط محیطی متفاوت، ساختار ژنتیکی متفاوت در گله‌ها، نحوه ویرایش ارقام، مدل های آماری مورد استفاده و در صورت یکسان بودن مدل، استفاده از روش های مختلف برآورد اجزای واریانس و کامل نبودن فایل شجره حیوانات نسبت نسبت داد (فرهنگ فر و رضایی ۱۳۸۶).

جدول ۲ - برآورد اجزای واریانس حاصل از برآزش مدل روز آزمون با تابعیت ثابت

R	h^2	واریانس σ_{pe}^2	σ_a^2	σ_e^2
تکرار پذیری	وراثت پذیری	محیط دائمی	واریانس ژنتیکی افزایشی	واریانس باقیمانده*
۰/۵۳	۰/۱۴۲	۱۰/۴۲	۳/۷۹۲	۱۲/۵۰

* واریانس باقیمانده در اصل شامل واریانس عوامل محیطی و واریانس مربوط به اثرات ژنتیکی

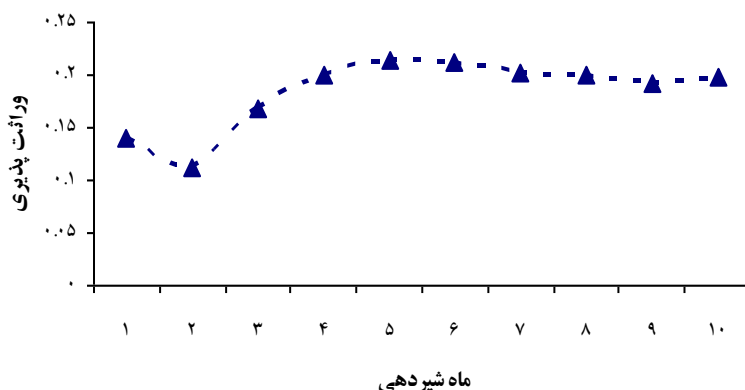
غیر افزایشی (انحرافات غالبیت و اپیستازی) است

دلیل آن است که صحت ارزیابی ژنتیکی تا حد زیادی تابع وراثت پذیری صفت است).

وراثت پذیری صفت تولید شیر در اکثر مطالعاتی که در داخل کشور منتشر شده است در دامنه ۰/۳۷ - ۰/۱۹ است و نتیجه تحقیق حاضر در دامنه یاد شده قرار دارد (میرائی آشتیانی و همکاران ۱۳۸۹).

بالا تر بودن متوسط وراثت پذیری تولید شیر حاصل از مدل تابعیت تصادفی (۰/۱۸۵) نسبت به وراثت پذیری صفت تولید شیر در مدل رگرسیون ثابت (۰/۱۴۲) را نیز می‌توان به برتری‌های مدل رگرسیون تصادفی نسبت داد (وراثت پذیری یک عامل مؤثر در تعیین صحت انتخاب است. از آنجاییکه مدل روزآزمون با تابعیت تصادفی تغییرات تولید شیر در طول دوره شیردهی را با دقت بالاتری آنالیز می نماید بنابراین این امر منجر به برآورد بالاتر از واریانس ژنتیکی افزایشی صفت خواهد شد که به نوبه خود سبب بالاتر بودن وراثت پذیری می گردد) در حقیقت علت برتری مدل روزآزمون با تابعیت تصادفی نسبت به مدل روز آزمون با تابعیت ثابت آن است که تغییرات منحنی شیردهی در سطح ژنتیکی و محیطی به صورت انفرادی در بین گاوها در نظر گرفته می‌شود. در نرم افزار مورد استفاده در تحقیق حاضر قابلیت محاسبه اشتباه معیار وراثت پذیری برآورد شده در مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی وجود نداشت.

تغییرات مربوط به وراثت‌پذیری شیر روزانه در دوره شیردهی اول با استفاده از مدل تابعیت تصادفی در شکل ۱ آمده است. با توجه به شکل مزبور، حداکثر میزان وراثت‌پذیری مربوط به ماه پنجم (۰/۲۱۵) و حداقل میزان آن مربوط به ماه دوم (۰/۱۱۳) است و از ماه دوم تا ماه پنجم به تدریج افزایش، سپس به سمت انتهای دوره شیردهی کاهش یافته است. به طور کلی میانگین مقدار وراثت پذیری در نیمه دوم دوره شیردهی بزرگتر از میانگین مقدار وراثت‌پذیری در نیمه اول دوره شیردهی بود. افزایش وراثت‌پذیری در نیمه دوم شیردهی ناشی از کاهش واریانس محیطی است. علت کاهش جزئی وراثت‌پذیری در انتهای دوره شیردهی، افزایش واریانس محیطی است. پایین بودن میزان وراثت‌پذیری شیر روزانه در ماه دوم نشان می‌دهد که واریانس محیطی سهم عمده‌ای از واریانس فنوتیپی تولید شیر در ابتدای دوره شیردهی را تشکیل می‌دهد. بالا بودن تنوع محیطی در ماه دوم شیردهی را می‌توان به این صورت توجیه کرد که عملکرد گاو در این زمان به مقدار زیاد، متأثر از عواملی چون وضعیت تغذیه حیوان است. نتایج این تحقیق نشان داد که ارزیابی بر اساس رکوردهای اولیه شیر به سبب وراثت‌پذیری پایین، از صحت بالایی برخوردار نیست (این امر به



شکل ۱- تغییرات وراثت پذیری شیر در ماه‌های مختلف شیردهی

که با افزایش فاصله بین آزمون‌های ماهانه، همبستگی ژنتیکی افزایشی کاهش می‌یابد (جنگر و همکاران ۱۹۹۹، استرابل و میزتال ۱۹۹۹، کتونن و همکاران ۲۰۰۰ و جنسن ۲۰۰۱). کتونن (۱۹۹۸) نیز در مطالعه خود گزارش کرد که بین رکوردهای ماهانه همبستگی بالایی وجود دارد و هرچه فاصله زمانی بین رکوردها افزایش یابد، همبستگی بین رکوردها کاهش می‌یابد. حقوقی و همکاران (۱۳۸۹) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین رکوردهای ماهانه شیرگاوهای هلشتاین را با استفاده از مدل حیوانی چند متغیره به ترتیب در دامنه ۰/۹۹ - ۰/۵۵ و ۰/۷۹ - ۰/۲۹ گزارش کردند. بنابراین در صورتیکه رکوردها با مدل روز آزمون با تابعیت ثابت آنالیز شوند پیش بینی ارزش اصلاحی حیوانات برای تک تک ماه‌های شیردهی و در نهایت کل دوره شیردهی اریب خواهد بود (فرهنگ فر و هانی رضایی ۱۳۸۶).

جدول ۳ نشان دهنده وراثت پذیری، همبستگی‌های ژنتیکی و محیط دائمی شیر روزانه در ماه‌های مختلف شیردهی است. حداکثر میزان همبستگی ژنتیکی و محیط دائمی برای صفت تولید شیر روزانه بین ماه‌های شیردهی مجاور برآورد شد و با افزایش فاصله بین روزهای شیردهی، مقدار آن کاهش یافت. کاهش همبستگی ژنتیکی بین ماه‌های مختلف شیردهی بیانگر این امر است که عملکرد شیر در ماه‌های مختلف، به عنوان یک صفت شناخته نمی‌شود و ژن‌های مختلفی بر عملکرد حیوان در ماه‌های مختلف شیردهی اثر دارد. علاوه بر آن، متفاوت بودن شرایط محیطی تأثیرگذار بر عملکرد شیر با افزایش فاصله بین ماه‌های شیردهی می‌تواند دلیل دیگر کاهش همبستگی محیط دائمی بین آنها باشد. بعضی از محققین دیگر نیز نشان دادند

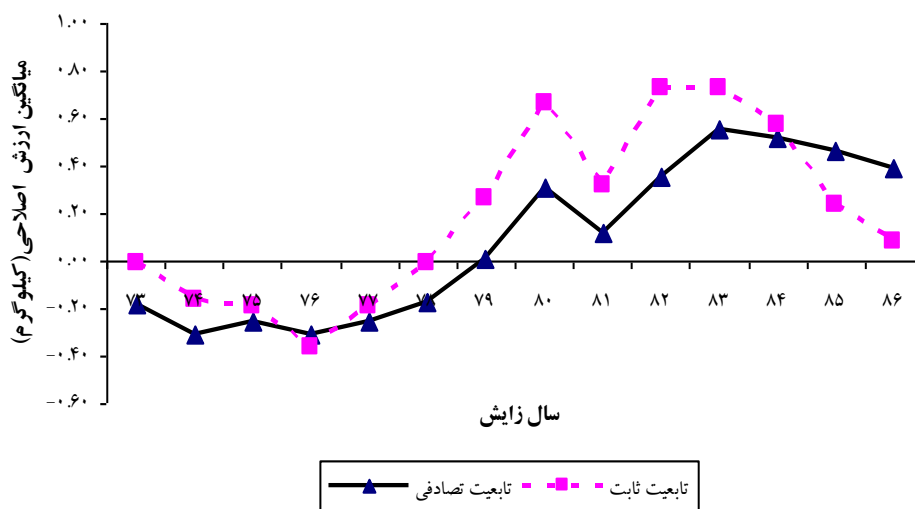
جدول ۳ - وراثت پذیری* (عناصر قطری)، همبستگی ژنتیکی افزایشی (عناصر زیر قطر) و همبستگی های محیط دائمی (عناصر بالای قطر) رکوردهای شیر روزآزمون بین ماه های مختلف شیردهی

ماه شیردهی	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۱۴۱	۰/۸۵۰	۰/۶۹۷	۰/۶۰۸	۰/۵۵۲	۰/۵۱۹	۰/۴۹۸	۰/۴۷۶	۰/۴۴۶	۰/۳۶۵
۲	۰/۶۶۲	۰/۱۱۳	۰/۹۵۸	۰/۸۷۸	۰/۷۸۳	۰/۷۰۶	۰/۶۶۰	۰/۶۳۷	۰/۶۱۶	۰/۵۱۱
۳	۰/۳۴۶	۰/۹۳۱	۰/۱۶۸	۰/۹۷۱	۰/۸۹۸	۰/۸۱۸	۰/۷۵۴	۰/۷۰۹	۰/۶۷۵	۰/۵۷۶
۴	۰/۲۵۶	۰/۸۸۴	۰/۹۹۱	۰/۲۰۱	۰/۹۷۴	۰/۹۱۶	۰/۸۴۷	۰/۷۷۸	۰/۷۲۲	۰/۶۲۱
۵	۰/۲۴۴	۰/۸۵۸	۰/۹۷۳	۰/۹۹۳	۰/۲۱۵	۰/۹۷۹	۰/۹۲۴	۰/۸۴۸	۰/۷۷۰	۰/۶۴۹
۶	۰/۲۴۲	۰/۸۲۱	۰/۹۳۶	۰/۹۶۷	۰/۹۹۰	۰/۲۱۲	۰/۹۷۸	۰/۹۱۷	۰/۸۳۲	۰/۶۷۲
۷	۰/۲۱۷	۰/۷۵۵	۰/۸۷۴	۰/۹۱۹	۰/۹۵۹	۰/۹۸۹	۰/۲۰۳	۰/۹۷۶	۰/۹۰۴	۰/۷۱۰
۸	۰/۱۶۸	۰/۶۶۳	۰/۷۹۰	۰/۸۴۸	۰/۹۰۴	۰/۹۵۴	۰/۹۸۸	۰/۲۰۱	۰/۹۶۷	۰/۷۷۶
۹	۰/۱۲۲	۰/۵۵۸	۰/۶۸۷	۰/۷۵۷	۰/۸۲۸	۰/۸۹۷	۰/۹۵۳	۰/۹۸۸	۰/۱۹۳	۰/۸۹۴
۱۰	۰/۱۳۳	۰/۴۵۵	۰/۵۶۱	۰/۶۳۸	۰/۷۲۴	۰/۸۱۲	۰/۸۹۰	۰/۹۴۷	۰/۹۸۳	۰/۱۹۹

* نرم افزار مورد استفاده قادر به محاسبه اشتباه معیار وراثت پذیری و همبستگی های برآورد شده نیست.

کلی تغییرات ارزش اصلاحی صفت مزبور در دو روش استفاده از رگرسیون ثابت و تصادفی مشابه است. به طور کلی روند تغییرات ارزش اصلاحی بین سال های ۷۶-۷۳، ۸۱-۸۰ و ۸۶-۸۳ نزولی و در بازه های ۸۰-۷۶ و ۸۳-۸۱ صعودی بود. وجود تغییرات در روند پیشرفت ژنتیکی گاوها برای صفت شیر روزانه را می-توان ناشی از عدم استفاده از اسپرم‌های با کیفیت در سطح جمعیت و راهبرد اصلاح نژادی، جهت افزایش ظرفیت ژنتیکی در سطح جمعیت یاد شده دانست.

تغییرات ارزش اصلاحی گاو ها در سال های مختلف برای صفت مورد نظر با استفاده از مدل روزآزمون با تابعیت ثابت و تصادفی در شکل ۲ ارائه شده است. میانگین ارزش اصلاحی فرزندان برای مدل روزآزمون با تابعیت ثابت و تصادفی به ترتیب ۰/۱۶۹۵ و ۰/۱۵۲۴ کیلوگرم بدست آمد ($P < ۰/۰۰۰۱$). بین ارزش های اصلاحی پیش بینی شده دو مدل همبستگی مثبت و بالا (۰/۹۳۹) وجود داشت ($P < ۰/۰۰۰۱$) که نشان می دهد رتبه بندی گاوها در دو مدل مزبور تا حد زیادی مشابه است. با توجه به شکل ۲ مشاهده می شود که الگوی



شکل ۲- تغییرات میانگین ارزش اصلاحی در سال‌های مختلف زایش با استفاده از دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی

اگولر و همکاران (۲۰۱۰) مقدار پیشرفت ژنتیکی برای صفت تولید شیر روزانه گاوهای هلشتاین آمریکا را در دوره های شیردهی اول، دوم و سوم به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۱۷ و ۰/۱۶ کیلوگرم در سال برآورد کردند. تفاوت در مقدار روند برآورد شده در تحقیق حاضر و مقدار روند در سایر گله ها را می توان ناشی از تفاوت در شرایط اقلیمی، دوره های زمانی مختلف ارزیابی ژنتیکی و تفاوت در وضعیت ژنتیکی دام در گله های مختلف دانست.

نتایج آنالیز تابعیت میانگین ارزش اصلاحی پیش بینی شده حیوانات بر حسب سال زایش آنها و همچنین ضرایب تابعیت متغیر های همراه گنجانده شده در مدل به ترتیب در جداول ۴ و ۵ گزارش شده است. با توجه به جدول ۴، روند ژنتیکی بدست آمده با استفاده از دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی مثبت و به لحاظ آماری متفاوت از صفر بود.

جدول ۴- برآورد روند ژنتیکی با استفاده از دو روش تابعیت ثابت و تصادفی

مدل روزآزمون	ضریب تابعیت	اشتباه معیار	سطح معنی داری
تابعیت تصادفی	۰/۰۷۷	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰۱
تابعیت ثابت	۰/۰۴۴	۰/۰۱۴	۰/۰۱۰

افزایش یابد. منفی بودن ضریب تابعیت گامه آبستنی (۰/۰۸۹-) نشان می دهد که افزایش یک روز در گامه ی آبستنی ماده گاو مقدار شیر روزانه را حدود ۹ گرم کاهش می دهد. محققین دیگر هم اثر این عامل را معنی دار گزارش کردند (خان و همکاران ۲۰۰۹، لاکر و همکاران ۲۰۰۹). این کاهش می تواند ناشی از سازه های گوناگون باشد که می توان به اثر بازدارنده ی گامه ی آبستنی بر بافت پستان،

به جز ضریب تابعیت متغیر کمکی گامه آبستنی، ضرایب تابعیت سایر متغیر های همراه، مثبت بود برای مثال ضریب تابعیت شیر روزانه از سن هنگام رکورد گیری ۱/۴۴۴ بود که نشان می دهد پس از تصحیح سایر عوامل محیطی هنگامی که سن گاو (و نه مرحله شیردهی) یک روز افزایش می یابد انتظار می رود مقدار شیر روزانه گاو حدود ۱۴۴ گرم

دام به ازای افزایش درجه حرارت تا یک حد معین افزایش و در صورت فراتر رفتن از حد مزبور به سبب ایجاد تنش حرارتی کاهش پیدا خواهد نمود). به طور کلی مدیریت کنترل دما و فراهم نمودن آسایش دام به لحاظ دمایی، با توجه به اینکه متغیر مذکور تحت تأثیر سازه‌های زیادی می باشد، مشکل به نظر می رسد. بنابراین با توجه به حساسیت بالای گاوها به تنش دمایی، بر طرف نمودن عوامل تشدید کننده تنش حرارتی از جمله محرومیت آب، متعادل نبودن جیره غذایی به لحاظ مواد مغذی و عدم کیفیت مواد غذایی می تواند بر آسایش دام از یک طرف و افزایش تولید از طرف دیگر اثر گذار باشد (سیلانیکو و ۲۰۰۰). ضرایب تابعیت شیر روزانه از سن گاو (۰/۱۴۴۴) و درصد ژن هلشتاین (۰/۰۲۳۷) مثبت بود که نشان می دهد گاوهای مسن تر در شکم اول، و آنهایی که خلوص ژنی بالاتر دارند، تولید شیر بیشتر دارند.

رقابت بر سر مواد مغذی جهت استفاده برای جنین در حال رشد، و تغییر در غلظت هورمون های استروژن و پروژسترون اشاره کرد (برادرستون و همکاران ۲۰۰۴). نتایج سایر محققین نشان می دهد که با طولانی تر شدن گامه ی آبستنی میزان تولید شیر و چربی کاهش بیشتری می یابد (خان و همکاران ۲۰۰۹). ضریب تابعیت مثبت برای درجه حرارت (۰/۰۱۴۶) ، نشان می‌دهد که با افزایش درجه حرارت به میزان یک درجه، حدود ۱۵ گرم افزایش در میزان شیر وجود خواهد داشت (البته باید توجه نمود که درجه حرارت محیط در مدل مزبور به صورت یک متغیر کمی خطی وارد شد. در صورتی که متغیر مزبور به صورت خطی و درجه ۲ در مدل آورده شود تغییرات احتمالی غیر خطی تولید شیر به ازای افزایش دمای محیط می تواند مورد بررسی قرار گیرد. این امر بدان معناست که افزایش عملکرد

جدول ۵- برآورد ضرایب تابعیت برای متغیرهای همراه گنجانده شده در مدل مختلط خطی

متغیر همراه	ضریب تابعیت	اشتباه معیار	سطح معنی داری
درصد ژن هلشتاین	۰/۰۲۳۷	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۰۱
سن هنگام رکورد گیری	۰/۱۴۴۴	۰/۰۰۷۷	۰/۰۰۰۱
درجه حرارت نسبی	۰/۰۱۴۶	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۰۱
گامه آبستنی	-۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱

نتیجه گیری

صورت وجود امکانات محاسباتی (کامپیوترهای با قدرت پردازش بالا)، ارزیابی ژنتیکی رکوردهای ماهانه بر اساس مدل رگرسیون تصادفی نسبت به مدل رگرسیون ثابت از صحت بالاتری برخوردار است.

سپاسگزاری

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق توسط معاونت محترم امور دام و آبزیان سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی تهیه شده است. بدین وسیله مراتب تقدیر و تشکر فراوان خود را از مسئولین محترم سازمان مزبور اعلام می‌نمایم.

بر اساس نتایج پژوهش حاضر، ارزیابی حیوانات بر اساس رکوردهای ابتدای دوره شیردهی موجب کاهش صحت ارزیابی می‌شود. بنابراین توصیه می‌شود که برای افزایش صحت ارزیابی ژنتیکی از رکورد های ماهانه مربوط به اواسط دوره شیردهی استفاده شود. همچنین استفاده از مدل تابعیت تصادفی امکان در نظر گرفتن تفاوت های انفرادی شکل منحنی شیردهی بین حیوانات گله در دو سطح ژنتیکی و محیط دائمی را فراهم می‌کند. بنابراین در

منابع مورد استفاده

- احسانی نیا ج، مرادی شهر بابک م، حافظیان س ح و صیاد نژاد م ب، ۱۳۸۹. برآورد پارامتر های ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولید شیر در گاو های آمیخته هلشتاین و بومی ایران. چهارمین کنگره علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، کرج. صفحه ۳۱۴.
- حقوقی پ و اسدی خشویی ا، ۱۳۸۹. مقایسه استفاده از رکورد های ۲۰۵ روز شیردهی و روزانه جهت ارزیابی ژنتیکی صفات تولیدی گاو های هلشتاین بر اساس مدل حیوانی تک متغیره. چهارمین کنگره علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، کرج. صفحه ۳۰۷.
- عباسی م ع، رضائی م و فضائی ح، ۱۳۸۹. راهبرد ها و اولویت های تحقیقاتی تولید شیر در ایران. دومین همایش ملی انجمن هلشتاین ایران، تهران. صفحه های ۱ تا ۱۵.
- فرهنگ فر ه و رضائی ه، ۱۳۸۶. تخمین پارامتر های ژنتیکی رکوردهای آزمون ماهیانه شیر در گاوهای هلشتاین ایران. مجله علمی کشاورزی، جلد سی ام، شماره ۴. صفحه های ۱۰۱ تا ۱۰۸.
- میرایی آشتیانی س ر، ساعتچی م، هدایت ایوریق ن و محمدی مقصودی ص، ۱۳۸۹. مروری بر پژوهش ها در زمینه اصلاح نژاد گاو های شیری هلشتاین ایران و چشم انداز آینده آن. دومین همایش ملی انجمن هلشتاین ایران. تهران. صفحه های ۱ تا ۱۴.
- Aguilr I, Misztal I and Tsuruta S, 2010. Genetic trends of milk yield under heat stress for US Holstein. *J Dairy Sci* 93:1754-1758.
- Bignardi BA, El Faro VL, Cardoso 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. *J Dairy Sci* 92:4634-4640.
- Bilal G and Khan MS, 2009. Use of test day milk yield for genetic evaluation in dairy cattle. *Pakistan Vet J* 29(1): 35- 41.
- Brotherstone S, Thompson R and White IMS, 2004. Effects of pregnancy on daily milk yield of Holstein-Friesian dairy cattle. *Lives Prod Sci* 87: 265-269.
- Cobuci JA, Costa CN, Freitas AF, Teixeira NM and Braccini Neto J, 2006. Genetic parameters of milk yield persistency of Holstein Cows in Brazil. 8th Congress on Genetics Applied to livestock Production 1-3.
- Depeters EJ, and Ferguson JD, 1992. Nonprotein nitrogen and protein distribution in the milk of cows. *J Dairy Sci* 75:3192-3209.
- De Roos APW, Harbers AGF and De Jong G, 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.
- Gengler N, Tijani A, Wiggans GR and Misztal I, 1999. Estimation of (co) variance functions for test day yield with a restricted maximum likelihood algorithm. *J Dairy Sci* 82:1849.
- Hinrichs D, Stamer E, Junge W and Kalm E, 2005. Genetic analyses of mastitis data using animal threshold models and genetic correlation with production traits. *J Dairy Sci* 88: 2260-2268.
- Jamrozik J and Schaeffer LR, 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.
- Jamrozik J, Schaeffer LR and Dekkers JCM, 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. *J Dairy Sci* 80: 1217-1226.
- Jensen J, 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *J Dairy Sci* 84:2803-2812.
- Kettunen A, Ma'nitysaari EA and Poso J, 2000. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. *Livest Prod Sci* 66: 251-261.
- Kettunen A, Poso J and Lidaure M, 1998. Estimation of genetic parameters for first lactation milk production. *Livest Prod Sci* 23:307-310.

- Khan S, Qureshi MS, Habib G, Mushtaq A, Ahmad IS, Sohail SM and Afridee SS, 2009. Effect of pregnancy on lactation performance of dairy buffaloes. *Pakistan J Zool Supple Ser* 9: 55-60.
- Loker S, Miglior F, Bohmanova J, Jamrozik J and Schaeffer R, 2009. Phenotypic analysis of pregnancy effect on milk, fat and protein yields of Canadian Ayrshire, Jersey, Brown Swiss and Guernsey breeds. *J Dairy Sci* 92:1300-1312.
- Mayeres P, Stoll J, Bormann J, Reents R and Gengler N, 2004. Prediction of dairy milk, fat and protein production by a random regression test-day model. *J Dairy Sci* 87: 1925–1933.
- Meyer K, 1998. DXMRR- A progame to estimate covariance functions for longitudinal data by restricted maximum likelihood. In *Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Armaidale, NSW, Australia, 11-16 January 1998, Volume 27:465-466.
- Mostert BE, Groeneveld E and Kanfer FHJ, 2004. Test day models for production traits in dairy cattle. *South African J Anim Sci* 34: 35-37.
- Muir BL, Kistemaker G, Jamrozik J and Canavesi F, 2007. Genetic Parameters for a multiple-trait multiple-lactation random regression test-day model in Italian Holsteins. *J Dairy Sci* 90: 1564–1574.
- Silanikove N, 2000. Effect of heat stress on the welfare of extensively managed domestic ruminants. *Lives Prod Sci* 67: 1-18.
- Strabel T and Mistzal I, 1999. Genetic parameters for first and second lactation milk yield of Polish Black and White cattle with random regression test-day models. *J Dairy Sci* 82:2805-2810.
- Swalve HH, 1998. Use of test day records for genetic evaluation. *Proc. 6th World Congress Applied Livestock Production* 23:295-302.
- Wiggans GR and Goddard ME, 1997. A computationally feasible test day model for evaluation of field traits in the United States. *J Dairy Sci* 80:1795-1800.