نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۴، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۱، ص. ۱۵۳-۱۴۵

Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 4, No. 2, Summer 2012, p. 145-153

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید شیر در وعده‌های دوشش گاوهای هلشتاین خراسان رضوی با استفاده از مدل روزآزمون با تابعیت تصادفی

محسن احمدی شاهرخت[1*]- همایون فرهنگ فر[2]- مسلم باشتنی[3]- عبدالاحد شادپرور[4]- محمدکاظم اکبری[5]

تاریخ دریافت:۸۹/۱۲/۷
تاریخ پذیرش:۹۱/۲/۳۰

چکیده

در این تحقیق به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید شیر در وعده‌های دوشش گاوهای استان خراسان رضوی از ۱۸۰۴۶۲ رکورد روزآزمون گاوهای هلشتاین شکم اول که طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸ زایش داشتند، استفاده گردید. رکوردهای روزآزمون شیر با استفاده از یک مدل تابعیت تصادفی تجزیه و تحلیل ژنتیکی شد. در مدل آماری اثر ثابت گروه همزمان موقعیت جغرافیایی- گله- سال رکوردگیری- فصل تولید- کد اسپرم، متغیرهای همراه خطی درصد ژن هلشتاین و سن هنگام رکوردگیری گاو و اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی گاوها قرار داده شد. بیشترین مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی شیر دوشش‌های صبح و شب در ماه هشتم (به ترتیب ۰/۸۰۸ و ۰/۶۵۹) و شیر دوشش ظهر در ماه دهم (۰/۷۳۲) شیردهی و کمترین مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی شیر همه وعده‌های دوشش، در ماه دوم دوره شیردهی بود. واریانس محیط دائمی و باقیمانده به ترتیب در اواخر و اوایل شیردهی به نقطه اوج خود رسیدند. وراثت پذیری شیر دوشش صبح در ماه هشتم (۰/۱۴۳)، شیر دوشش ظهر در ماه نهم (۰/۱۳۷) و شیر دوشش شب در ماه هشتم و نهم (۰/۱۳۹) شیردهی به حداکثر رسید. کمترین مقادیر همبستگی ژنتیکی افزایشی در همه وعده‌های دوشش بین ماه اول و هشتم (۰/۲۱۶ تا ۰/۲۸۵) دوره شیردهی و بیشترین مقادیر آن بین ماه ششم و هفتم (۰/۹۹۳ تا ۰/۹۹۶) دوره شیردهی مشاهده شد. بیشترین مقادیر همبستگی محیط دائمی در همه وعده‌های دوشش بین ماه پنجم و ششم (۰/۹۹۲ تا ۰/۹۹۳) دوره شیردهی وکمترین آن بین ماه اول و دهم (۰/۴۱۱ تا ۰/۴۴۵) دوره شیردهی بود.

واژه های کلیدی: شیر روزآزمون، وعده‌های دوشش، تابعیت تصادفی

مقدمه

افزایش سودآوری بر اساس بهبود ژنتیکی دام‌های اهلی از دیرباز مورد توجه متخصصین اصلاح‌نژاد بوده است. میزان موفقیت اصلاح‌نژاد در بهبود صفات تولیدی حیوانات بستگی به میزان نقش وراثت در بروز اختلافات مشاهده شده بین حیوانات، شناسایی افراد دارای ژن‌های مطلوب و انتخاب آن‌ها به عنوان والدین نسل بعد دارد (۷). در انتخاب گاو شیری برای صفات تولیدی طی سال‌های اخیر استفاده از رکوردهای روز آزمون شیر به جای رکوردهای ۳۰۵ روز، بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. دلایل متعددی برای توجه به استفاده از مدل‌های روزآزمون در مقابل مدل‌های ۳۰۵ روز وجود دارد از جمله می‌توان به عدم نیاز به‌استفاده از ضرایب تصحیح ۳۰۵ روز، افزایش دقت برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش‌بینی ارزش ارثی دام‌ها بدلیل افزایش تعداد رکورد هر حیوان، ارزیابی زود هنگام گاوهای نر و ماده، کاهش فاصله نسلی، امکان کاهش تعداد رکوردهای مربوط به هر دوره شیردهی و در نتیجه کاهش هزینه‌های رکوردگیری، امکان منظور نمودن اثر محیطی خاص برای هر روز رکوردگیری در تجزیه و تحلیل آماری و به عبارتی استفاده بیشتر از اطلاعات جزئی برای مدل و در نتیجه کاهش واریانس باقیمانده، در نظر گرفتن اختلافات ژنتیکی بین گاوها برای شکل منحنی شیردهی و تداوم شیردهی اشاره کرد (۱۱، ۱۴، ۱۹، ۲۱ و۲۳). تنها ایراد این مدل‌ها، حجم بسیار زیاد داده‌ها برای آنالیزآنها است، به‌خصوص در گاو شیری به‌جای یک عدد برای تولید ۳۰۵ روز، باید ده‌ها مشاهده روزآزمون ذخیره شوند (۱). لذا این امر نیاز به رایانه‌هایی با سرعت پردازش بیشتر و حافظه بالاتر دارد.

در بین مدل‌های روزآزمون، مدل با تابعیت تصادفی اخیراً بیشتر

۱،۲و۳- به ترتیب دانش آموخته کارشناسی ارشد، دانشیار و استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند
(*- نویسنده مسئول : Email: Mohsenahmadi8@yahoo.com)
۴- دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان
۵- کارشناس سازمان جهاد کشاورزی خراسان رضوی

مورد توجه قرار گرفته است و در آنالیز صفات تکرارپذیر به عنوان روش استاندارد مورد قبول واقع شده‌اند (۴).

مدل‌های تابعیت تصادفی اولین بار توسط هندرسون و همچنین لیرد و ویر در سال ۱۹۸۲ معرفی و سپس توسط شفر (۲۰) و دیکرز در سال ۱۹۹۴ برای آنالیز رکوردهای روزآزمون گاوهای شیری پیشنهاد گردید، و از سال ۱۹۹۹ به‌عنوان روش رسمی برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای نر و ماده شیری در کشور کانادا معرفی شد (۲۱). مدل تابعیت تصادفی امکان استفاده مؤثرتر از داده‌های موجود برای هر حیوان را فراهم می‌آورد. این امر به دلیل آن است که در مدل تابعیت تصادفی اولاً برای هر حیوان بیش از یک رکورد استفاده می‌شود ثانیاً شکل منحنی شیردهی در سطح ژنتیکی و محیطی در نظر گرفته می‌شود (۴). در این مدل تفاوت‌های ژنتیکی بین حیوانات را می‌توان به‌صورت انحرافات از منحنی‌های شیردهی ثابت، به کمک منحنی‌های پارامتری تصادفی[1] (۱۳)، و یا چند جمله‌ای‌های متعامد[2] نظیر چند جمله‌ای‌های لژاندر (۹)، و یا حتی منحنی‌های غیر پارامتری نظیر اسپلاین‌های درجه سه طبیعی[3] (۲۴)، در مدل منظور نمود. در اغلب مطالعات، از چند جمله‌ای های لژاندر استفاده شده است. زیرا این چند جمله‌ای‌ها هیچ فرضی در مورد شکل منحنی نداشته و کاربرد آن‌ها نیز ساده می‌باشد (۱). مورامازی و همکاران (۱۷)، و همچنین فرهنگ‌فر و همکاران (۳)، در مطالعه جداگانه، از یک مدل با تابعیت ثابت جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی شیر وعده های دوشش استفاده نموده اند. از آن جایی که آنالیز رکوردهای شیر روز آزمون در وعده های دوشش با استفاده از تابعیت تصادفی، فاقد سابقه قبلی در ایران است لذا هدف از این تحقیق، استفاده از یک مدل روزآزمون با تابعیت تصادفی برای برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی شیر در وعده‌های مختلف دوشش گاوهای هلشتاین استان خراسان رضوی بود.

مواد و روش ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، تعداد ۱۸۰۴۶۲ رکورد روزآزمون شیر سه بار دوشش در روز متعلق به ۲۱۵۰۶ رأس گاو شیری نژاد هلشتاین شکم اول بود که طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸ زایش داشتند. داده‌ها توسط سازمان جهادکشاورزی استان خراسان رضوی از سطح ۱۰ شهرستان و ۱۳۲ گله از گاوهای هلشتاین جمع-آوری شده بود. ویرایش داده‌ها با استفاده از نرم افزار بانک اطلاعاتی فاکس‌پرو نسخه ۲/۶ طی چندین مرحله انجام شد مراحل مختلف ویرایش داده ها عبارت بود از :

۱- سن اولین زایش گاوها در محدوده ۳۶- ۱۸ ماه باشد.
۲- حذف گاوهای فاقد پدر یا مادر و همچنین حذف رکوردهای تکراری هر گاو در هر ماه رکوردگیری.
۳- شماره پدر و مادر همواره کوچکتر از فرزند باشد (تعداد گاوهایی که شرط مزبور را نداشتند بسیار اندک بود).
۴- فاصله اولین رکوردگیری بعد از زایش حداقل ۴ روز و حداکثر ۶۰ روز باشد.
۵- رکوردها مربوط به شکم اول زایش و سه بار دوشش در روز باشند.

میانگین تولید شیر در وعده‌های دوشش صبح، ظهر و شب به ترتیب (۲/۷۶۴ ±) ۱۰/۲۹۳، (±۲/۷۱۰) ۹/۷۳۵ و (±۲/۵۴۹) ۹/۲۹۶ کیلوگرم بود. در جدول ۱ خصوصیات ساختارشجره ای داده های تحقیق و در جدول ۲ میانگین و انحراف معیار رکوردهای روزآزمون وعده های دوشش ارائه شده اند.

برای تعیین اثر عوامل محیطی مهم و معنی دار، داده‌ها با استفاده از رویه مدل مختلط[4] نرم افزار آماری SAS ۹/۱ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند که در آن اثرات ثابت موقعیت مکانی، گله در موقعیت مکانی، سال زایش، فصل تولید، کد اسپرم[5]، وعده دوشش، برخی اثرات متقابل، متغیرهای همراه[6] درصد ژن هلشتاین، سن در هنگام رکوردگیری، روز شیردهی و اثر تصادفی گاو نر در مدل گنجانده شد. به منظور برآورد اجزای (کو) واریانس ژنتیکی و محیطی و پارامترهای ژنتیکی صفت تولید شیر وعده های مختلف دوشش در ماه‌های مختلف دوره اول شیردهی گاوهای هلشتاین از یک مدل تابعیت تصادفی استفاده شد که در آن تابع چندجمله‌ای متعامد لژاندر با توان دوم (بدلیل مشکلات همگرایی، برازش درجات بالاتر امکان پذیر نبود) برای در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی در دو سطح ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی در طول دوره شیردهی گاوها به‌کار برده شد. همچنین واریانس باقیمانده در کل دوره شیردهی به صورت ناهمگن در نظر گرفته شد.

برآورد اجزای (کو) واریانس به روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده[7] و الگوریتم پاول[8] با استفاده از برنامه DXMRR از نرم‌افزار DFREML (۱۶)، و با در نظر گرفتن معیار همگرایی 10^{-8} انجام شد. جهت اطمینان از دستیابی به حداکثر تابع درستنمایی و همچنین عدم تغییر برآوردهای اجزای (کو) واریانس قبلی با اجرای مجدد چندین بار برنامه کنترل گردید.

1- Random parametric curves
2- Orthogonal polynomials
3- Natural cubic splines

4- Mixed model procedure
۵- منظور پدر ماده گاو است که داخلی بوده یا وارداتی
6- Covariate
7- Restricted maximum likelihood
8- Powell

جدول ۱- خصوصیات ساختار شجره ای داده های تحقیق

مشخصات	تعداد	مشخصات	تعداد
حیوانات نسل مبنا	۱۱۹۰۷	متوسط تعداد دختر به ازای هر گله	۱۶۲/۹۲۴
حیوانات دارای رکورد	۲۱۵۰۶	متوسط تعداد دختر به ازای هر پدر	۱۸/۹۹۸
تعدادکل پدرها	۱۱۳۲	متوسط تعداد دختر به ازای هر مادر	۱/۲۹۹
تعداد کل مادرها	۱۶۵۴۹	متوسط تعداد رکورد به ازای هر گله	۱۳۶۷/۱۳۶
تعدادکل پدر بزرگ ها	۶۴۵	متوسط تعداد رکورد به ازای هر گاو	۸/۳۹۱
تعدادکل مادر بزرگ ها	۵۰۹۲	متوسط تعداد رکورد در هر سطح گروه همزمان	۳۳/۷۷۵

جدول ۲- مشخصات آماری رکوردهای روزآزمون مورد استفاده درتحقیق حاضر

ماه شیردهی	تعداد رکورد	شیر صبح (کیلوگرم)		شیر ظهر (کیلوگرم)		شیرشب (کیلوگرم)	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
۱	۱۷۲۹۹	۹/۵۶۱	۲/۵۸۳	۹/۰۴۲	۲/۵۲۹	۸/۷۰۸	۲/۴۴۰
۲	۲۰۳۲۴	۱۰/۹۳۶	۲/۶۹۹	۱۰/۳۸۶	۲/۶۷۴	۱۰/۰۰۳	۲/۵۲۸
۳	۱۹۹۹۵	۱۱/۰۵۱	۲/۷۵۱	۱۰/۵۰۲	۲/۶۹۱	۱۰/۰۶۳	۲/۵۳۶
۴	۲۰۱۸۷	۱۰/۸۷۸	۲/۷۲۶	۱۰/۳۱۱	۲/۶۹۶	۹/۸۵۳	۲/۵۱۷
۵	۱۹۷۳۳	۱۰/۶۳۶	۲/۷۱۵	۱۰/۰۷۵	۲/۶۸۰	۹/۶۰۰	۲/۵۱۶
۶	۱۹۰۴۸	۱۰/۴۱۹	۲/۷۲۲	۹/۸۳۳	۲/۶۶۸	۹/۳۵۲	۲/۴۸۴
۷	۱۸۲۹۵	۱۰/۱۴۸	۲/۷۰۲	۹/۵۵۰	۲/۶۳۷	۹/۱۰۱	۲/۴۵۲
۸	۱۷۴۵۵	۹/۸۲۲	۲/۷۰۳	۹/۲۴۷	۲/۶۲۸	۸/۷۹۲	۲/۴۴۷
۹	۱۵۷۸۷	۹/۴۸۷	۲/۶۵۴	۸/۹۵۴	۲/۵۸۲	۸/۴۷۸	۲/۳۹۸
۱۰	۱۲۳۳۹	۹/۲۴۵	۲/۶۷۰	۸/۷۲۱	۲/۵۸۳	۸/۲۶۰	۲/۳۸۳
کل داده‌ها	۱۸۰۴۶۲	۱۰/۲۹۳	۲/۷۶۴	۹/۷۳۵	۲/۷۱۰	۹/۲۹۶	۲/۵۴۹

مدل روزآزمون با تابعیت تصادفی مورد استفاده در این تحقیق بصورت زیر بود:

$$y_{ijkt} = \mu + (LHYSS)_{it} + \beta * (A_{ijkt} - \overline{A}) + \delta * (HF_{ijkt} - \overline{HF}) + \sum_{R=0}^{K-1}(\gamma_R * \phi_R(t)) + \sum_{R=0}^{K-1}(a_{jRt} * \phi_R(t)) + \sum_{R=0}^{K-1}(pe_{kRt} * \phi_R(t)) + ME_{ijkt} \quad (۱)$$

که در آن y_{ijkt} رکورد روزآزمون شیر در زمان t شیردهی، μ میانگین صفت، $LHYSS$ اثر ثابت موقعیت جغرافیایی- گله- سال رکوردگیری- فصل تولید-کد اسپرم، $A_{i\,Jkt}$ متغیر همراه سن حیوان در زمان رکوردگیری (بر حسب ماه)، $HF_{i\,Jkt}$ نیز متغیر همراه درصد ژن هلشتاین، K مرتبه تابع لژاندر، γ_R ضریب تابعیت ثابت برای جملهR ام، $\phi_R(t)$ جمله R ام از تابع لژاندر و t زمان شیردهی استاندارد شده، a_{jRt} اثر تصادفی ژنتیکی حیوان، pe_{kRt} اثر تصادفی محیط دائمی حیوان، ME_{ijkt} اثر باقیمانده مدل می باشد. در این تحقیق۳ =K درنظرگرفته شده است. شکل کلی تابع چندجمله ای لژاندر از رابطه ۲ حاصل می شود:

$$\phi_R(t) = \frac{1}{2^R}\sqrt{\frac{2R+1}{2}}\sum_{M=0}^{R/2}(-1)^M\binom{R}{M}\binom{2R-2M}{R}t^{R-2M} \quad (۲)$$

که در آن رابطه $\phi_R(t)$ جمله R ام از تابع لژاندر، R درجه برازش تابع، M توان تابع و t زمان شیردهی استاندارد شده در فاصله ۱- تا ۱+ می باشد و از رابطه ۳ بدست می آید:

$$DIM_{std} = -1 + \frac{2(DIM_i - DIM_{15})}{DIM_{285} - DIM_{15}} \quad (۳)$$

که در آن DIM_{std} روز شیردهی استاندارد شده (در فاصله ۱- تا ۱+)، DIM_i i امین روز شیردهی، DIM_{15} میانگین روز شیردهی در ماه اول شیردهی (۳۰-۱ روز) و DIM_{285} میانگین روز شیردهی در ماه آخر دوره شیردهی (۳۰۰-۲۷۱) می‌باشند.

نتایج و بحث

نتایج آنالیز عوامل محیطی نشان داد که بین شیر وعده‌های دوشش تفاوت آماری معنی‌داری وجود دارد ($P<۰/۰۰۱$) و تأثیر سایر عوامل محیطی نیز بر میزان شیر تولیدی معنی‌دار بود ($P<۰/۰۰۱$).

ماتریس‌های کواریانس ژنتیکی افزایشی (K_A)، محیطی دائمی (K_R) برای ضرایب تابعیت تصادفی به منظور برآورد اجزای (کو) واریانس شیر وعده‌های مختلف دوشش ارائه شده در این تحقیق در جداول ۳ و ۴ آورده شده است.

جدول ۳- ماتریس‌های واریانس - کواریانس ژنتیکی افزایشی ضرایب تابعیت تصادفی شیر در وعده‌های مختلف دوشش*

	شیر صبح			شیر ظهر			شیر شب		
	K=۱	K=۲	K=۳	K=۱	K=۲	K=۳	K=۱	K=۲	K=۳
K=۱	۱/۰۹۸			۰/۹۱۹			۰/۸۷۹		
K=۲	۰/۱۸۵	۰/۱۴۷		۰/۲۰۳	۰/۱۳۵		۰/۱۵۶	۰/۱۲۷	
K=۳	-۰/۱۱۶	-۰/۰۴۳	۰/۰۴۷	-۰/۱۰۵	-۰/۰۴۰	۰/۰۴۲	-۰/۰۹۶	-۰/۰۳۶	۰/۰۴۲

K=۱ برای پارامتر عرض ازمبدأ، K=۲ برای پارامتر ضریب تابعیت خطی، K=۳ برای پارامتر ضریب تابعیت درجه دوم

*: عناصر قطری، واریانس و عناصر غیر قطری کواریانس ژنتیکی افزایشی ضرایب تابعیت تصادفی می باشد.

جدول ٤- ماتریس‌های واریانس - کواریانس محیط دائمی ضرایب تابعیت تصادفی شیر در وعده‌های مختلف دوشش*

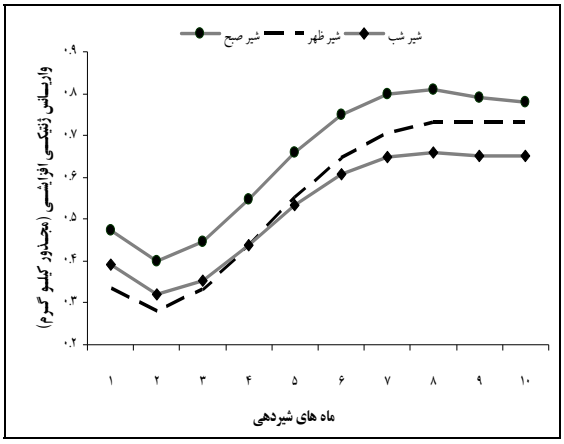
	شیر صبح			شیر ظهر			شیر شب		
	K=۱	K=۲	K=۳	K=۱	K=۲	K=۳	K=۱	K=۲	K=۳
K=۱	۳/۵۵۹			۳/۳۲۶			۲/۹۹۱		
K=۲	۰/۱۵۸	۰/۴۱۶		۰/۱۶۲	۰/۳۹۴		۰/۱۲۴	۰/۳۷۳	
K=۳	-۰/۲۲۶	۰/۰۳۶	۰/۱۲۷	-۰/۲۳۱	۰/۰۲۴	۰/۰۹۸	-۰/۱۷۸	۰/۰۲۸	۰/۱۰۲

K=۱ برای پارامتر عرض از مبدأ، K=۲ برای پارامتر ضریب تابعیت خطی، K=۳ برای پارامتر ضریب تابعیت درجه دوم

*: عناصر قطری، واریانس و عناصر غیر قطری کواریانس محیط دائمی ضرایب تابعیت تصادفی می باشد.

برای ماتریس کواریانس ژنتیکی افزایشی ضرایب تابعیت تصادفی چند جمله‌ای لژاندر (K_A) مقدار ویژه[1] برای وعده دوشش صبح به ترتیب برابر با ۱/۱۴۶، ۰/۱۱۷، ۰/۰۲۸ و برای وعده دوشش ظهر۰/۹۸۲، ۰/۰۸۸، ۰/۰۲۶ و وعده دوشش شب ۰/۹۲۱، ۰/۱۰۰ و ۰/۰۲۷ بود که نشان می دهد به ترتیب حدود ۸۹، ۹۰ و ۸۸ درصد از تغییرات ژنتیکی شیر روزآزمون وعده‌های دوشش صبح، ظهر و شب در یک دوره شیردهی ۳۰۵ روز توسط بخش عرض از مبدأ تابع چند جمله‌ای لژاندر تشریح می شود.

مقدار ویژه ماتریس اجزای کواریانس محیط دائمی بین ضرایب تابعیت تصادفی لژاندر برای وعده دوشش صبح به ترتیب برابر با ۳/۵۸۲، ۰/۴۱۵، ۰/۱۰۶ و برای وعده دوشش ظهر ۳/۳۵۱، ۰/۳۹۰، ۰/۰۷۸ و وعده دوشش شب ۳/۰۰۸، ۰/۳۷۲ و ۰/۰۸۷ بود که براساس آن، عرض از مبدأ تابع مزبور به ترتیب حدود ۸۷، ۸۸ و ۸۷ درصد از تغییرات محیط دائمی مؤثر بر تولید شیر وعده‌های دوشش صبح، ظهر و شب را تشریح کرد. این امر نشان می دهد که اگر ارزیابی ژنتیکی شیر وعده های دوشش گاوشیری با استفاده از یک مدل روزآزمون با تابعیت ثابت انجام گیرد بخش عمده ای از تغییرات ژنتیکی (بطور متوسط ۸۹ درصد) و محیط دائمی حیوان (بطور متوسط در حدود ۸۷ درصد) توسط مدل در نظر گرفته می شود. براساس شکل های شماره ۱ تا ۴، اجزای واریانس صفت تولید شیر وعده‌های دوشش در ماه-های مختلف شیردهی نشان می‌دهد

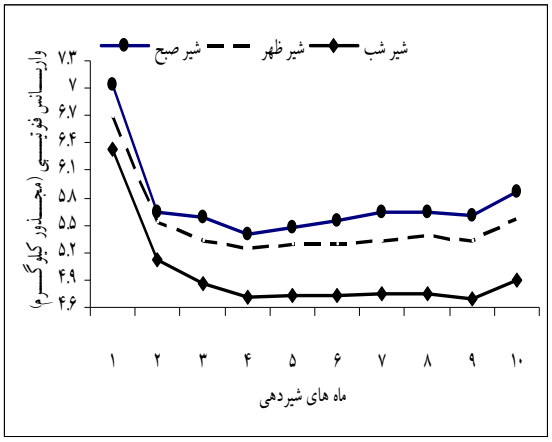


شکل ۱- تغییرات واریانس فنوتیپی رکوردهای روز آزمون ماهیانه شیر وعده‌های مختلف دوشش

واریانس فنوتیپی در همه وعده‌های دوشش در ماه اول شیردهی بیشترین میزان را داشت که با نتایج محققین پیشین مشابه بود و کمترین میزان آن در ماه چهارم شیردهی مشاهده شد (۴).

میزان واریانس ژنتیکی افزایشی شیر وعده‌های دوشش با پیشرفت دوره شیردهی (به جز ماه دوم) افزایش یافته و در ماه هشتم دوره شیردهی واریانس افزایشی شیر صبح و شب به بیشترین مقدار خود می‌رسد و سپس در انتهای دوره شیردهی کاهش می یابد ولی در مورد شیر ظهر، ماه دهم شیردهی نقطه اوج واریانس ژنتیکی افزایشی می‌باشد و کمترین میزان آن در همه وعده‌ها مربوط به ماه دوم بود.

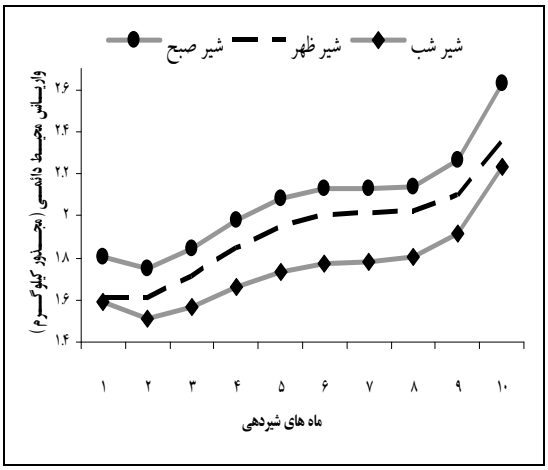
1- Eigen value



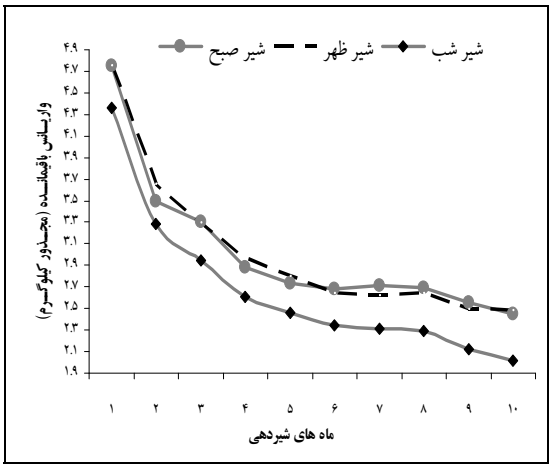
شکل ۲- تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی رکوردهای ماهیانه شیر وعده‌های مختلف دوشش

پلی ژنیک بودن صفت تولید شیر و فعال یا غیر فعال بودن تعدادی از این ژن‌ها در سنین و روزهای مختلف شیردهی سبب تغییراتی در فیزیولوژی و عملکرد حیوان می‌شود و در نتیجه سبب تغییر در واریانس ژنتیکی افزایشی در طول دوره شیردهی می‌شود (۲۰ و ۲۲). افزون برآن، تنش ناشی از تعادل منفی انرژی نیز می تواند به عنوان یک عامل مؤثر در این خصوص باشد.

سبحانی و همکاران (۲)، در بررسی پتانسیل ژنتیکی گاوهای هلشتاین شمال غرب کشور بالاترین مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی صفت تولید شیر را در ماه هشتم شیردهی گزارش نمود. کوبسی و همکاران (۱۰)، زاوادیلوا و همکاران (۲۵)، و مهربان و همکاران (۸)، حداکثر مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی را مربوط به اواخر دوره شیردهی برآورد نمودند.



شکل ۳- تغییرات واریانس محیط دائمی رکوردهای روزآزمون ماهیانه شیر وعده‌های مختلف دوشش



شکل ٤- تغییرات واریانس باقیمانده رکوردهای روزآزمون ماهیانه شیر وعده‌های مختلف دوشش

در این تحقیق کمترین میزان واریانس محیط دائمی شیر وعده‌های دوشش مربوط به ماه دوم بود و به تدریج افزایش یافت بطوری که در ماه دهم دوره شیردهی به حداکثر میزان خود رسید در حالی‌که فرهنگ‌فر و همکاران (۴)، کمترین و بیشترین میزان واریانس محیط دائمی را به ترتیب در ماه‌های اول و چهارم گزارش کردند و همچنین مهربان و همکاران (۸)، نشان دادند که میزان واریانس محیط دائمی در اوایل و اواخر شیردهی میل به افزایش دارد.

واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی حداکثر و با پیشرفت دوره شیردهی مقدار آن کاهش داشت که با نتایج بدست آمده از سایر محققین مطابقت دارد (۱۵، ۱۸ و ۲۵). علت بالا بودن واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی را در نظر نگرفتن برخی از اثرات محیطی مؤثر بر روی تولید شیر در این مرحله می‌توان ذکر کرد.

در بیشتر تحقیقات بدلیل محدودیت‌های محاسباتی واریانس باقیمانده شیر، در طول دوره شیردهی ثابت فرض می‌شود که منجر به اریبی در برآوردهای حاصل برای واریانس باقیمانده بویژه در اوایل دوره شیردهی شده و در نتیجه واریانس فنوتیپی و وراثت پذیری را تحت تأثیر قرار می‌دهد لذا در مدل‌های تابعیت تصادفی که واریانس باقیمانده، در طول دوره شیردهی متغیر فرض می‌شود در مقایسه با مدل‌هایی که آن‌را ثابت در نظر می‌گیرند دارای عملکرد بهتری هستند (۷ و ۱۸). براساس آزمون مقایسه میانگین‌ها که به روش توکی در بین میانگین اجزای واریانس فوق الذکر انجام گرفت در سطح احتمال ۰/۰۵ تفاوت آماری معنی‌داری بین میانگین‌های واریانس‌های ژنتیکی افزایشی و باقیمانده وعده‌های مختلف دوشش وجود نداشت ولی تفاوت معنی‌دار بین واریانس محیط دائمی شیر صبح با شیر شب داشت ($P<0/05$) و در سایر موارد تفاوت معنی‌داری وجود نداشت.

جدول ۵- مقایسه آماری میانگین* اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی در وعده های مختلف دوشش

ویژگی	صبح	ظهر	شب
واریانس ژنتیکی افزایشی	۰/۶۴۵	۰/۵۴۸	۰/۵۲۵
واریانس محیط دائمی	۲/۰۷۴ a	۱/۹۲۱ ab	۱/۷۵۶ b
واریانس باقیمانده	۳/۰۲۶	۳/۰۳۲	۲/۶۷۴
وراثت پذیری	۰/۱۱۳	۰/۱۰۰	۰/۱۰۸
تکرارپذیری	۰/۴۷۷	۰/۴۵۲	۰/۴۶۶
سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی	۰/۳۶۳	۰/۳۵۲	۰/۳۵۸

*: میانگین های هر ردیف با حروف غیرمشترک دارای اختلاف معنی دار می باشند (P <۰/۰۵)

جدول ٦- برآورد پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روزآزمون شیر وعده‌های مختلف دوشش در ماه‌های شیردهی

ماه شیردهی	وراثت پذیری			سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی			تکرارپذیری		
	صبح	ظهر	شب	صبح	ظهر	شب	صبح	ظهر	شب
۱	۰/۰۶۷	۰/۰۵۰	۰/۰۶۲	۰/۲۵۷	۰/۲۴۱	۰/۲۵۱	۰/۳۲۴	۰/۲۹۱	۰/۳۱۳
۲	۰/۰۷۱	۰/۰۵۰	۰/۰۶۲	۰/۳۱۰	۰/۲۹۰	۰/۲۹۶	۰/۳۸۱	۰/۳۴۰	۰/۳۵۸
۳	۰/۰۸۰	۰/۰۶۲	۰/۰۷۳	۰/۳۳۰	۰/۳۲۱	۰/۳۲۲	۰/۴۱۰	۰/۳۸۳	۰/۳۹۵
۴	۰/۱۰۱	۰/۰۸۳	۰/۰۹۳	۰/۳۶۵	۰/۳۵۱	۰/۳۵۳	۰/۴۶۶	۰/۴۳۴	۰/۴۴۶
۵	۰/۱۲۱	۰/۱۰۴	۰/۱۱۳	۰/۳۸۰	۰/۳۶۸	۰/۳۶۷	۰/۵۰۱	۰/۴۷۲	۰/۴۸۰
۶	۰/۱۳۵	۰/۱۲۲	۰/۱۲۹	۰/۳۸۳	۰/۳۷۹	۰/۳۷۵	۰/۵۱۸	۰/۵۰۱	۰/۵۰۴
۷	۰/۱۴۲	۰/۱۳۲	۰/۱۳۷	۰/۳۷۷	۰/۳۷۷	۰/۳۷۵	۰/۵۱۹	۰/۵۰۹	۰/۵۱۲
۸	۰/۱۴۳	۰/۱۳۵	۰/۱۳۹	۰/۳۷۹	۰/۳۷۵	۰/۳۷۹	۰/۵۲۲	۰/۵۱۰	۰/۵۱۸
۹	۰/۱۴۱	۰/۱۳۷	۰/۱۳۹	۰/۴۰۳	۰/۳۹۴	۰/۴۰۹	۰/۵۴۴	۰/۵۳۱	۰/۵۴۸
۱۰	۰/۱۳۳	۰/۱۳۱	۰/۱۳۳	۰/۴۴۹	۰/۴۲۳	۰/۴۵۶	۰/۵۸۲	۰/۵۵۴	۰/۵۸۹

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید شیر وعده های مختلف دوشش در ماه های شیردهی در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که میزان وراثت پذیری صفت تولید شیر در وعده‌های مختلف دوشش در اوایل دوره شیردهی کمترین میزان و به تدریج به سمت اواسط دوره شیردهی بر میزان آن افزوده می‌شود بطوری که وراثت پذیری شیر صبح در ماه هشتم، شیر ظهر در ماه نهم و شیر شب در ماه هشتم و نهم شیردهی به حداکثر میزان خود می‌رسد و سپس به سمت اواخر دوره شیردهی کاهش می‌یابد. مقدس زاده و همکاران (۶)، و جنگلر و همکاران (۱۲)، با آنالیز رکوردهای روزآزمون ماهیانه شیر بر اساس مدل تابعیت تصادفی حداکثر میزان وراثت پذیری را در ماه هشتم شیردهی گزارش کردند.

بطور کلی میانگین میزان وراثت پذیری نیمه دوم دوره شیردهی در وعده‌های مختلف دوشش از میانگین وراثت‌پذیری نیمه اول شیردهی بزرگتر بود که مشابه با نتایج سایر محققین بود (۴ و ۵). از جمله دلایل پایین بودن وراثت پذیری در نیمه اول دوره شیردهی را می‌توان به پایین بودن میزان واریانس ژنتیکی افزایشی و بالا بودن واریانس باقیمانده اشاره کرد. یک دلیل عمده در رابطه با پایین تر بودن وراثت پذیری نیمه اول شیردهی وجود عوامل محیطی متنوع و تأثیرگذار بر تولید شیر گاو است بطوری که برای مثال وجود فشار متابولیکی بالا ناشی از افزایش تولید در اوایل دوره شیردهی سبب می‌گردد که تنوع ژنتیکی افزایشی با دقّت کافی برآورد نگردد. میانگین وراثت‌پذیری شیر در کل دوره شیردهی برای وعده‌های دوشش صبح، ظهر و شب به ترتیب ۰/۱۱۳، ۰/۱۰۰ و ۰/۱۰۸ بود که بالاتر از مقادیر محاسبه شده توسط محققان قبلی می‌باشد که می‌تواند بدلیل تفاوت در ساختار داده‌ها و همچنین مدل مورد استفاده باشد (۳ و ۱۷). در سطح احتمال ۰/۰۵ از لحاظ آماری تفاوت معنی-داری بین میانگین وراثت‌پذیری‌های شیر وعده‌های مختلف دوشش وجود نداشت.

سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی برای شیر صبح و ظهر در اوایل دوره شیردهی پایین بود، سپس تا ماه هفتم افزایش داشت و در ادامه کاهش جزئی و در نهایت (ماه دهم) به حداکثر مقدار خود رسید در حالی که در مورد شیر شب سهم واریانس محیط دائمی از واریانس فنوتیپی، از اوایل دوره شیردهی دائماً در حال افزایش بود بطوری که در ماه دهم به اوج رسید.

تکرارپذیری شیر وعده‌های مختلف دوشش در ماه‌های شیردهی نیز دائماً در حال افزایش بود بطوری که حداکثر میزان آن مربوط به

ماه دهم شیردهی بود. بیشترین و کمترین میانگین تکرارپذیری در کل دوره شیردهی به ترتیب از آن شیر صبح (۰/۴۷۷) و ظهر (۰/۴۵۲) بود. تفاوت آماری معنی‌داری بین تکرارپذیری وعده‌های مختلف دوشش وجود نداشت. تکرار پذیری بدست آمده در این تحقیق بطور تقریبی با نتایج فرهنگ فر و همکاران (۳)، مطابقت داشت.

مقادیر همبستگی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی وعده‌های دوشش ارائه شده در جداول ۷، ۸ و ۹ نشان می‌دهد که همبستگی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی وعده‌های دوشش بین ماه‌های شیردهی مجاور به هم زیاد و بین سایر ماه‌های شیردهی کاهش می‌یابد و این همبستگی‌ها بین دو رکورد مجاور در اواسط دوره شیردهی بیشتر از اوایل و اواخر شیردهی برآورد شد و می‌توان این امر را چنین توجیه کرد که عوامل ژنتیکی و محیطی مشترکی که بر آن تأثیر دارد کاهش می‌یابد.

در این مطالعه کمترین مقادیر همبستگی ژنتیکی افزایشی در همه وعده‌های دوشش بین ماه اول و هشتم دوره شیردهی (شیر صبح ۰/۲۸۵، شیر ظهر ۰/۲۱۶ و شیر شب ۰/۲۴۵) و بیشترین مقادیر آن بین ماه ششم و هفتم دوره شیردهی (شیر صبح ۰/۹۹۵، شیر ظهر ۰/۹۹۶ و شیر شب ۰/۹۹۵) مشاهده شد و همچنین بیشترین مقادیر همبستگی محیط دائمی در همه وعده‌های دوشش بین ماه پنجم و ششم دوره شیردهی (شیر صبح ۰/۹۹۳، شیر ظهر ۰/۹۹۳ و شیر شب ۰/۹۹۲) و کمترین مقادیرآن بین ماه اول و دهم دوره شیردهی (شیر صبح ۰/۴۴۵، شیر ظهر ۰/۴۱۱ و شیر شب ۰/۴۲۱) ملاحظه شد.

با توجه به جداول ۴، ۵ و ۶ متوسط همبستگی ژنتیکی افزایشی شیر وعده‌های دوشش صبح، ظهر و شب به ترتیب ۰/۷۸۷، ۰/۷۷۲ و ۰/۷۷۰ و متوسط همبستگی محیط دائمی شیر وعده های دوشش صبح، ظهر و شب به ترتیب ۰/۸۱۹، ۰/۸۲۳ و ۰/۸۱۴ برآورد گردید.

جدول ۷- برآورد همبستگی ژنتیکی (بالای قطر) و همبستگی محیط دائمی (پایین قطر) بین رکوردهای روزآزمون شیر صبح در ماه‌های شیردهی

ماه شیردهی	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰
۱		۰/۹۱۸	۰/۷۳۲	۰/۵۵۵	۰/۴۳۰	۰/۳۵۰	۰/۳۰۴	۰/۲۸۵	۰/۲۸۷	۰/۳۰۶
۲	۰/۹۶۵		۰/۹۴۱	۰/۸۳۸	۰/۷۴۹	۰/۶۸۵	۰/۶۴۱	۰/۶۱۰	۰/۵۸۶	۰/۵۵۵
۳	۰/۸۹۰	۰/۹۷۸		۰/۹۷۳	۰/۹۲۷	۰/۸۸۶	۰/۸۵۱	۰/۸۱۸	۰/۷۷۷	۰/۷۱۱
۴	۰/۸۱۰	۰/۹۳۴	۰/۹۸۸		۰/۹۸۹	۰/۹۶۸	۰/۹۴۴	۰/۹۱۴	۰/۸۶۷	۰/۷۸۶
۵	۰/۷۴۲	۰/۸۸۷	۰/۹۶۱	۰/۹۹۲		۰/۹۹۴	۰/۹۸۱	۰/۹۵۷	۰/۹۱۲	۰/۸۲۸
۶	۰/۶۸۶	۰/۸۴۰	۰/۹۲۷	۰/۹۷۱	۰/۹۹۳		۰/۹۹۵	۰/۹۷۹	۰/۹۴۲	۰/۸۶۳
۷	۰/۶۳۹	۰/۷۸۹	۰/۸۸۰	۰/۹۳۳	۰/۹۶۷	۰/۹۹۰		۰/۹۹۴	۰/۹۶۷	۰/۹۰۱
۸	۰/۵۸۹	۰/۷۲۳	۰/۸۰۹	۰/۸۶۵	۰/۹۱۰	۰/۹۵۰	۰/۹۸۴		۰/۹۸۹	۰/۹۴۲
۹	۰/۵۲۷	۰/۶۲۸	۰/۶۹۸	۰/۷۵۲	۰/۸۰۴	۰/۸۶۱	۰/۹۲۲	۰/۹۷۶		۰/۹۸۱
۱۰	۰/۴۴۵	۰/۵۰۱	۰/۵۴۴	۰/۵۸۹	۰/۶۴۴	۰/۷۱۵	۰/۸۰۱	۰/۸۹۴	۰/۹۷۰	

جدول ۸- برآورد همبستگی ژنتیکی (بالای قطر) و همبستگی محیط دائمی (پایین قطر) بین رکوردهای روزآزمون شیر ظهر در ماه‌های شیردهی

ماه شیردهی	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰
۱		۰/۸۹۴	۰/۶۶۳	۰/۴۶۷	۰/۳۴۰	۰/۲۶۵	۰/۲۲۶	۰/۲۱۶	۰/۲۲۹	۰/۲۶۱
۲	۰/۹۶۸		۰/۹۲۸	۰/۸۱۳	۰/۷۲۱	۰/۶۶۰	۰/۶۲۱	۰/۵۹۵	۰/۵۷۵	۰/۵۵۰
۳	۰/۸۹۹	۰/۹۸۰		۰/۹۷۱	۰/۹۲۶	۰/۸۸۷	۰/۸۵۶	۰/۸۲۵	۰/۷۸۵	۰/۷۲۰
۴	۰/۸۲۳	۰/۹۳۸	۰/۹۸۸		۰/۹۸۹	۰/۹۷۰	۰/۹۴۸	۰/۹۱۹	۰/۸۷۳	۰/۷۹۲
۵	۰/۷۵۵	۰/۸۹۱	۰/۹۶۲	۰/۹۹۲		۰/۹۹۵	۰/۹۸۲	۰/۹۵۸	۰/۹۱۴	۰/۸۳۱
۶	۰/۶۹۵	۰/۸۴۲	۰/۹۲۶	۰/۹۷۱	۰/۹۹۳		۰/۹۹۶	۰/۹۸۰	۰/۹۴۲	۰/۸۶۵
۷	۰/۶۳۹	۰/۷۸۷	۰/۸۷۸	۰/۹۳۳	۰/۹۶۸	۰/۹۹۱		۰/۹۹۴	۰/۹۶۷	۰/۹۰۲
۸	۰/۵۷۸	۰/۷۱۶	۰/۸۰۷	۰/۸۶۸	۰/۹۱۵	۰/۹۵۴	۰/۹۸۶		۰/۹۸۹	۰/۹۴۴
۹	۰/۵۰۴	۰/۶۱۹	۰/۷۰۰	۰/۷۶۳	۰/۸۱۹	۰/۸۷۵	۰/۹۳۱	۰/۹۷۹		۰/۹۸۲
۱۰	۰/۴۱۱	۰/۴۹۰	۰/۵۵۳	۰/۶۱۱	۰/۶۷۳	۰/۷۴۳	۰/۸۲۳	۰/۹۰۶	۰/۹۷۳	

جدول۹- برآورد همبستگی ژنتیکی (بالای قطر) و همبستگی محیط دائمی (پایین قطر) بین رکوردهای روزآزمون شیر شب در ماه‌های شیردهی

ماه شیردهی	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰
۱		۰/۹۱۳	۰/۷۱۱	۰/۵۲۲	۰/۳۹۱	۰/۳۰۸	۰/۲۶۲	۰/۲۴۵	۰/۲۵۱	۰/۲۷۵
۲	۰/۹۶۷		۰/۹۳۶	۰/۸۲۳	۰/۷۲۸	۰/۶۶۱	۰/۶۱۵	۰/۵۸۳	۰/۵۵۶	۰/۵۲۲
۳	۰/۸۹۴	۰/۹۷۸		۰/۹۷۰	۰/۹۲۲	۰/۸۷۸	۰/۸۴۱	۰/۸۰۴	۰/۷۵۷	۰/۶۸۱
۴	۰/۸۱۳	۰/۹۳۳	۰/۹۸۷		۰/۹۸۸	۰/۹۶۶	۰/۹۴۰	۰/۹۰۶	۰/۸۵۲	۰/۷۵۷
۵	۰/۷۴۲	۰/۸۸۳	۰/۹۵۹	۰/۹۹۲		۰/۹۹۴	۰/۹۷۹	۰/۹۵۱	۰/۸۹۹	۰/۸۰۲
۶	۰/۶۸۲	۰/۸۳۳	۰/۹۲۲	۰/۹۶۹	۰/۹۹۲		۰/۹۹۵	۰/۹۷۶	۰/۹۳۲	۰/۸۴۲
۷	۰/۶۲۸	۰/۷۷۷	۰/۸۷۱	۰/۹۲۸	۰/۹۶۵	۰/۹۹۰		۰/۹۹۳	۰/۹۶۲	۰/۸۸۵
۸	۰/۵۷۲	۰/۷۰۷	۰/۷۹۷	۰/۸۵۸	۰/۹۰۷	۰/۹۴۹	۰/۹۸۹		۰/۹۸۷	۰/۹۳۳
۹	۰/۵۰۵	۰/۶۱۰	۰/۶۸۵	۰/۷۴۵	۰/۸۰۱	۰/۸۶۱	۰/۹۲۳	۰/۹۷۷		۰/۹۷۸
۱۰	۰/۴۲۱	۰/۴۸۳	۰/۵۳۴	۰/۵۸۵	۰/۶۴۵	۰/۷۱۹	۰/۸۰۶	۰/۸۹۷	۰/۹۷۱	

نتیجه گیری

این تحقیق نشان داد که پارامترهای ژنتیکی برآورد شده برای صفت تولید شیر در بین وعده‌های مختلف دوشش از لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با یکدیگر نداشتند لذا می‌توان نتیجه‌گیری نمود چنانچه قرار است ارزیابی ژنتیکی گاوها بر اساس رکورد شیر هر یک از وعده‌های دوشش اجرا گردد، رتبه بندی و صحت انتخاب کم و بیش مشابه در این خصوص وجود خواهد داشت. این امر بویژه هنگامی که رکوردگیری از حیوانات گله‌های تحت پوشش مرکز اصلاح دام کشور به یک وعده تقلیل پیدا نماید سبب تقلیل قابل ملاحظه هزینه‌های رکوردگیری در سطح ملّی می‌شود.

تشکر و قدردانی

داده‌های مورد استفاده دراین تحقیق توسط سازمان جهاد کشاورزی خراسان رضوی ارائه شد که بدین وسیله از مسئولان محترم آن تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

۱- رفیعی، ف.، ن. امام جمعه، و ش. ننه کرانی. ۱۳۸۶. کاربرد مدل‌های خطی در پیش بینی ارزش ارثی حیوانات (ترجمه)، چاپ اول، انتشارات حق شناس، ص۱۸۱.

۲- سبحانی، ع.، ک. رجبعلی زاده، و ر. س. شریفی. ۱۳۸۷. بررسی پتانسیل ژنتیکی صفات تولید شیر و درصد چربی با استفاده از رکوردهای کلاسیک و روزانه در تعدادی از گله گاوهای هلشتاین شمال غرب کشور، مجموعه مقالات سومین کنگره علوم دامی وآبزیان کشور، دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

۳- فرهنگ فر، ه.، م. احمدی شاهرخت، و م. ک. اکبری. ۱۳۸۹. آنالیز ژنتیکی چند متغیره رکوردهای شیر روز آزمون در وعده‌های دوشش در گاوهای هلشتاین خراسان رضوی با استفاده از یک مدل روز آزمون با تابعیت ثابت، مجموعه مقالات چهارمین کنگره علوم دامی وآبزیان کشور، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران.

۴- فرهنگ فر، ه.، ح. نعیمی پور، و ر. لطفی. ۱۳۸۷. ارزیابی ژنتیکی تولید شیر در گاوهای شیری نژاد هلشتاین استان خراسان با استفاده از مدل تابعیت تصادفی تکه ای، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال دوازدهم. شماره۴۳ صفحات۵۴۳-۵۳۳.

۵- فرهنگ فر، ه. و ه. رضایی. ۱۳۸۶. تخمین پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روز آزمون ماهیانه شیر در گاوهای هلشتاین ایران، مجله علمی کشاورزی ۳۰: ۱۰۸- ۱۰۱.

۶- مقدس زاده اهرابی، س.، م. اسکندری نسب، ص. علیخانی، و م. ع. عباسی. ۱۳۸۴. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولید شیر و چربی در گاوهای هلشتاین با استفاده از رکوردهای روزآزمون، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال دوازدهم، ویژنامه علوم دامی صفحات۱۶-۷.

۷- مقدس زاده اهرابی، س. ۱۳۸۱. بررسی پتانسیل ژنتیکی یک گله گاو هلشتاین با استفاده از رکوردهای روزآزمون و مدل رگرسیون تصادفی. پایان نامه کارشناسی ارشد ژنتیک و اصلاح دام، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان. ۲۲۵ص.

۸- مهربان، ح.، ح. میرزایی، ه. فرهنگ فر، ح. سلطانی، و م. رکوعی. ۱۳۸۶. برآورد مؤلفه های (کو) واریانس و پیش‌بینی ارزش اصلاحی گاوهای نر با استفاده از یک مدل روزآزمون شیر با تابعیت تصادفی، مجموعه مقالات دومین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. دانشکده های کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، جلد دوم، ص۱۳۴۴-۱۳۴۷.

9- Brotherstone, S., I. M. S. White, and K. Meyer. 2000. Genetic modelling of daily milk yield using orthogonal polynomials parametric curves. Animal Sci. 70:407-415.

10- Cobuci, 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.

11- Dekkers J. 2002. Models for genetic analysis of longitudinal data. Available on the http:/www.anslab.iastate.edu/class/Ans590A.

12- 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.

13- Guo, Z., and H. H. Swalve. 1997. Comparison of different lactation curve sub-models in test day models. Proceeding of the Annual Interbull Meeting. Veinna. Interbull Bulletin16, 75-79.

14- Jensen J. 2001. Genetic Evaluation of Dairy Cattle Using Test-Day Models. J. Dairy Sci. 84:2803-2812.

15- Kettunen, A., E. A. Mäntysaari, and J. Pösö. 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.

16- Meyer, K. 1998. 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.

17- Morammazi, S., R. VaezTorhizi.,Y. Rouzbehan., and M. B. Sayyadnejad. 2007. Estimates of genetic parameters for production and reproduction traits in Khuzestan buffalos of Iran. Ital. J. Anim. Sci. 6, (Suppl.2),421-424.

18- 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. Proc. Computational Cattle Breeding Workshop 1999, Tuusula, Finland,March 18-20.

19- Pool, M. H., and T. H. E. Meuwissen. 1999. Prediction of daily milk yield from a limited number of test days using test day models. J. Dairy Sci. 82: 1555- 1564.

20- Schaeffer, L. R. 2004. Application of random regression models in animal breeding. Livest. Prod. Sci. 86: 35-45.

21- Swalve, H. H. 2000. Theoretical basis computational methods for different test-day genetic evaluation methods. J. Dairy Sci. 83:1115-1124.

22- Van Der Werf, J. H., M. E. Goddard, and K. Meyer. 1998. The use of covariance function and random regression for genetic evaluation of milk production based on test day records. J. Dairy Sci. 81: 3300-3308.

23- 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.

24- White, I. M. S., R. Thompson, and S. Brotherstone. 1999. Genetic and environmental smoothing of lactation curves with cubic splines. J. Dairy Sci. 82:632-638.

25- Zavadilova, L., J. Jamrozik, and L. R. Schaeffer. 2005. Genetic parameters for test-daymodel with random regressions for production traits of Czech Holstein cattle. Czech J Anim. Sci. 50: 142-154.