

برآورد پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روزآزمون تولید شیر در گاوهای هلشتاین ایران

محمد رزم کبیر^{۱*}، محمد مرادی شهربابک^۲، عباس پاکدل^۳ و اردشیر نجاتی جوارمی^۴
۱، ۲، ۳، ۴، دانشجوی دوره دکتری، استاد، استادیار و دانشیار پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران
(تاریخ دریافت: ۸۹/۴/۲۲ - تاریخ تصویب: ۸۹/۱۱/۲۰)

چکیده

در این پژوهش از اطلاعات مربوط به دوره اول شیردهی گاوهای هلشتاین ایران که از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ توسط مرکز اصلاح نژاد کشور جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. اطلاعات مورد استفاده شامل ۸۷۲۱۲۵ رکورد روزآزمون مربوط به ۹۵۸۱۶ حیوان در ۵۹ گله بود. برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی با استفاده از مدل تابعیت تصادفی و روش نمونه‌گیری گیبس انجام شد. برای توصیف منحنی شیردهی حیوانات در سطح ژنتیکی و محیط دائمی از تابع لژاندر با مرتبه دوم به همراه ضریب سوم تابع ویلمینک استفاده شد. به منظور تصحیح اثر ناهمگنی واریانس باقیمانده، دوره شیردهی که از روز ۵ تا روز ۳۶۵ شیردهی بود، به ۳۶ گروه با فواصل ۱۰ روزه دسته‌بندی شد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، واریانس باقیمانده در ابتدای دوره شیردهی بیشترین مقدار را داشت و از ماه دوم به بعد تا پایان دوره شیردهی روند کاهشی جزئی در این پارامتر مشاهده شد. واریانس محیط دائمی در ابتدا و انتهای دوره شیردهی بیشترین مقدار را داشت که این الگو، موجب افزایش واریانس کل و کاهش وراثت‌پذیری در مراحل آغازین و پایانی دوره شیردهی شد. واریانس ژنتیکی در ماه اول کمترین مقدار و با حفظ روند افزایشی در دو ماه پایانی بیشترین مقدار را داشت. کمترین مقدار وراثت‌پذیری برابر ۰/۰۷۷ در روز ۵ شیردهی و بیشترین مقدار آن برابر ۰/۲۵۲ در روز ۳۰۵ شیردهی بود. پایین بودن میزان وراثت‌پذیری در ابتدای دوره به دلیل پایین بودن واریانس ژنتیکی و بالا بودن واریانس‌های باقیمانده و محیط دائمی است. مقادیر همبستگی ژنتیکی روزآزمون‌ها در تمامی موارد مثبت و از همبستگی‌های فنوتیپی بیشتر بود. کمترین مقدار همبستگی ژنتیکی بین روزهای ۵ و ۳۶۵ شیردهی و برابر ۰/۳۵ بود. همبستگی ژنتیکی میان رکوردهای روزآزمون تولید شیر با افزایش فاصله بین روزآزمون‌ها از یکدیگر کاهش نشان داد. برآوردهای حاصل از این تحقیق می‌تواند برای پیش‌بینی ارزش اصلاحی گاوهای هلشتاین ایران مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: مدل روزآزمون، اجزای واریانس، گاو هلشتاین.

مقدمه

رکوردهای تکراردار در زمان^۱ رکوردهایی هستند که به صورت متوالی در طی زمان ثبت می‌شوند. صفات رشد، وزن بدن، تولید شیر، تولید تخم‌مرغ، نمره وضعیت بدن، خوراک مصرفی، الیاف تولیدی و کیفیت اسپرم دارای این ویژگی هستند (Schaeffer, 2004). صفت تولید شیر در گاوهای شیری، جزو صفات تکراردار در زمان است که دوره تولید آن به دنبال زایش آغاز و تا زمان خشکی ادامه دارد. به طور قراردادی، رکوردبرداری این صفت هر ماه یک بار انجام می‌شود. در هر نوبت رکوردگیری، مقدار شیر تولیدی شبانه‌روز ثبت می‌شود که به آن رکورد روزآزمون^۲ می‌گویند. با توجه به اینکه متوسط فاصله رکوردبرداری ۳۰ روز است از این رو برای گاوهایی با دوره تولید کامل ۳۰۵ روز حدود ۱۰ روزآزمون ثبت می‌گردد (Jamrozik & Schaeffer, 1997).

از آنجایی که تعداد روزهای شیردهی در حیوانات متفاوت است، بنابراین رکوردهای تولید شیر را برای تولید ۳۰۵ روز تصحیح می‌کنند. در برآورد رکوردهای ۳۰۵ روز، یک منحنی استاندارد برای تمامی حیوانات متعلق به یک نژاد و یک دوره شیردهی در نظر گرفته می‌شود. استفاده از رکوردهای ۳۰۵ روز، با پذیرش منحنی یکسان تولید و استفاده از ضرایب مشابه برای تصحیح داده‌ها همراه است، که این امر موجب کاهش تفاوت‌های بیولوژیکی و محدود کردن واریانس ژنتیکی حیوانات می‌شود (Moradi Shahrabak, 2002). مدل تابعیت تصادفی^۳ برای داده‌های تکراردار در زمان که مشاهدات برای صفت مورد نظر در طول زندگی حیوان جمع‌آوری می‌شود، قابل استفاده است. پیشنهاد استفاده از مدل‌های تابعیت تصادفی برای ارزیابی صفات تولیدی در گاو شیری در پنجمین کنگره کاربرد ژنتیک در اصلاح حیوانات ارائه شد (Schaeffer & Dekkers, 1994). در این مدل تغییرات تولید شیر در طی دوره شیردهی با استفاده از ضرایب تابعیت تصادفی در سطح ژنتیکی و محیط دائم در نظر گرفته می‌شود و ارزش

ژنتیکی حیوان با تعدادی از ضرایب تابعیت تصادفی جایگزین می‌شود. مزایای استفاده از رکوردهای روزآزمون شامل افزایش صحت برآوردها با توجه به حجم بیشتر داده‌ها، عدم نیاز به تصحیح رکوردها و ارزیابی با داده‌های واقعی، توانائی پیش‌بینی ارزش اصلاحی حیوانات در سنین پائین، اعمال اثرات محیطی برای هر رکورد روزآزمون و توانائی محاسبه ارزش اصلاحی برای هر قسمت از منحنی شیردهی و صفت تداوم شیردهی می‌باشد (Jensen, 2001; Strabel et al., 2005).

چندجمله‌ای‌های متعامد^۴ از واحدهای استاندارد شده زمان برای استفاده در مدل تابعیت تصادفی ارائه شده است (Kirkpatrick et al., 1990). چندجمله‌ای‌های متعامد به دلیل کاهش همبستگی میان ضرایب برآورد شده، از نظر محاسباتی اهمیت دارند. در بیشتر مطالعات انجام شده، از چندجمله‌ای‌های لژاندر^۵ استفاده شده است، چون نیازی به پیش فرض در مورد شکل منحنی صفت مورد نظر ندارد (Kirkpatrick et al., 1990; Schaeffer, 2004).

بر اساس گزارش مرکز ارزیابی ژنتیکی گاوهای نر (Interbull, 2010) حدود ۶۷٪ از ۲۷ کشوری که در ارزیابی‌های بین‌المللی گاوهای شیری شرکت دارند از مدل‌های روزآزمون برای ارزیابی‌های ژنتیکی در سطح ملی استفاده می‌کنند. در حال حاضر کشورهایی از جمله کانادا، هلند، دانمارک، سوئد، فنلاند، بلژیک، آلمان و اتریش از مدل‌های روزآزمون استفاده می‌کنند. هر چند که تولید شیر در گاوهای هلستاین ایران به صورت ماهیانه رکوردبرداری و ثبت می‌شود، اما بیشتر ارزیابی‌های ژنتیکی صفات تولیدی در گاوهای شیری با کمک رکوردهای تصحیح شده برای ۳۰۵ روز صورت گرفته است (Razmkabir et al., 2010). با توجه به مزایای استفاده از رکوردهای روزآزمون و نیاز به ارائه مدل مناسب، این پژوهش با هدف برآورد پارامترهای ژنتیکی رکوردهای روزآزمون تولید شیر گاوهای هلستاین ایران با استفاده از نمونه‌گیری گیبس انجام شد.

4. Orthogonal Polynomials
5. Legendre Polynomials

1. Longitudinal Data
2. Test Day Record
3. Random Regression Model

دفعات دوشش، htm اثر تصادفی گله-ماه رکوردبرداری، h بردار ضرایب تابعیت تصادفی برای زیرگروه‌های گله- دو سال زایش، a بردار ضرایب تابعیت تصادفی برای اثرات ژنتیکی، p بردار ضرایب تابعیت تصادفی برای اثرات محیط دائمی، e بردار اثرات تصادفی باقیمانده، و Z, W و X ماتریس‌های ضرایب هستند.

جدول ۱- توصیف آماری رکوردهای روزآزمون تولید شیر

شماره روزآزمون	تعداد رکورد	تولید شیر (کیلوگرم)		دوره اول شیردهی	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
۱	۹۵۶۳۴	۲۶/۹۸	۷/۱۸	۲۰/۹۶	۹/۶۹
۲	۹۲۷۵۲	۳۰/۶۰	۷/۱۶	۵۲/۷۰	۱۱/۵۴
۳	۹۱۱۶۶	۳۰/۶۷	۷/۱۴	۸۴/۳۸	۱۲/۲۵
۴	۸۹۳۱۷	۳۰/۰۹	۷/۱۱	۱۱۵/۷۹	۱۴/۴۱
۵	۸۷۱۵۱	۲۹/۲۶	۷/۰۶	۱۴۷/۴۰	۱۵/۶۹
۶	۸۵۰۶۷	۲۸/۳۶	۷/۰۵	۱۷۸/۷۷	۱۶/۶۷
۷	۸۲۸۸۸	۲۷/۳۶	۷/۰۳	۲۱۰/۰۸	۱۷/۵۱
۸	۷۸۵۰۷	۲۶/۲۳	۶/۹۸	۲۴۰/۵۶	۱۷/۴۸
۹	۶۷۶۹۴	۲۵/۱۰	۶/۹۵	۲۷۰/۴۰	۱۷/۶۰
۱۰	۵۰۴۰۱	۲۴/۲۱	۶/۹۵	۳۰۰/۶۶	۱۷/۴۱
۱۱	۳۴۳۰۷	۲۳/۴۵	۶/۹۵	۳۲۹/۰۲	۱۴/۴۵
۱۲	۱۷۲۴۱	۲۲/۷۹	۶/۹۹	۳۵۱/۸۸	۷/۹۳

توابع منحنی شیردهی: پس از بررسی و مقایسه چندین مدل، برای توصیف منحنی شیردهی حیوانات در سطح ژنتیکی و محیط دائمی از تابع لژاندر با مرتبه دوم به همراه ضریب سوم تابع ویلمینک استفاده شد. چند جمله‌ای‌های لژاندر با استفاده از تابع لژاندر و بر مبنای واحدهای استاندارد شده روزهای شیردهی محاسبه شد. این چندجمله‌ای‌ها به صورت متعامد و در فاصله +۱ تا -۱ تعریف می‌شوند. واحدهای استاندارد شده از زمان، که در این فاصله قرار دارند بر اساس فرمول زیر قابل محاسبه است (Kirkpatrick et al., 1990):

$$w = [2(t - t_{\min}) / (t_{\max} - t_{\min})] - 1$$

که در این فرمول t زمان واقعی، w واحد استاندارد شده زمان، t_{\min} و t_{\max} به ترتیب حداقل و حداکثر زمان یا سن ثبت داده‌ها می‌باشد. تابع ویلمینک یک تابع خطی و متشکل از سه متغیر کمکی است که تولید در زمان t را توصیف می‌کند (Wilmlink, 1987):

$$w(t) = a_0 + a_1 t + a_2 \exp(-0.05t)$$

مواد و روش‌ها

داده‌ها و اطلاعات: در این پژوهش از اطلاعات مربوط به دوره اول شیردهی گاوهای هلشتاین ایران که از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ توسط مرکز اصلاح نژاد کشور جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. آماده‌سازی و ویرایش داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار FoxPro 8.0 انجام و فایل‌های مورد نیاز شجره و تولید آماده شد. با در نظر گرفتن کیفیت و ساختار رکوردها، دامنه روزهای شیردهی از روز ۵ تا روز ۳۶۵ شیردهی در نظر گرفته شد. سن در زمان زایش اول به ماه ۱۸ تا ۴۲ محدود شد. رکوردهای روزآزمون شیر تولیدی کمتر از ۳ و بیشتر از ۷۵ کیلوگرم حذف شد. به منظور ارتباط مناسب داده‌ها^۱ و کاهش اشتباه برآوردها، محدودیت‌هایی در اندازه گله‌ها^۲ اعمال شد. پس از بررسی اندازه و ساختار گله‌ها، تنها از اطلاعات گله‌هایی استفاده شد که طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ حداقل دارای ۲۰ راس گاو زایش اول در هر سال بودند. اطلاعات نهایی و مورد استفاده در تحقیق شامل ۸۷۲۱۲۵ رکورد روزآزمون مربوط به ۹۵۸۱۶ حیوان بود که در ۵۹ گله قرار داشتند (جدول ۱).

مدل و نرم‌افزار: در این پژوهش برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی با استفاده از مدل تابعیت تصادفی و روش نمونه‌گیری گیبس با نرم‌افزار DMU انجام شد (Madsen & Jensen, 2007). طول توالی زنجیره گیبس ۱۰۰۰۰۰ نمونه بود که ۳۵۰۰۰ نمونه ابتدایی به عنوان مرحله گرم شدن حذف شدند و سایر نمونه‌ها برای محاسبه میانگین و انحراف معیار توزیع پسین اجزای واریانس مورد استفاده قرار گرفتند. پس از مقایسه چندین مدل و بررسی ساختار داده‌ها، مدل زیر که تشابه بالایی با مدل کشورهای اسکاندیناوی^۳ دارد، انتخاب شد (Madsen, 2008). فرم ماتریسی مدل به صورت زیر بود:

$$y = Xb + htm + Qh + Za + Wp + e$$

که y رکورد روزآزمون تولید شیر، b بردار ضرایب تابعیت ثابت در زیرگروه سن- فصل زایش و اثر ثابت

1. Connectedness
2. Herd Size
3. Nordic Model

در تحقیق حاضر ۱۰ روز در نظر گرفته شده است، برای نیمه دوم شیردهی بزرگ تر در نظر گرفت که موجب کاهش تعداد پارامترهای می‌شود.

به طور کلی بالا بودن مقدار واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی می‌تواند به دلیل تغییرات فیزیولوژیکی پس از زایش، تأثیر ناهنجاری‌های متابولیکی بر تولید و همچنین عدم تعادل انرژی در مرحله اوج شیردهی می‌باشد. لیکن به طور کلی الگوی تغییرات واریانس باقیمانده حاصل از این تحقیق، با سایر پژوهش‌های انجام شده مطابقت دارد (López-Romero, 2003; Strabel et al., 2005).

واریانس محیط دائمی در ابتدا و انتهای دوره شیردهی بیشترین مقدار را نشان داد (شکل ۲). مقدار بالای این واریانس منجر به افزایش واریانس کل و کاهش وراثت‌پذیری در مراحل آغازین و پایانی دوره شیردهی می‌شود. روند مشابهی در گاوهای هلشتاین چین برای دوره‌های اول تا سوم شیردهی گزارش شد. (Miglior et al., 2009).

روند تغییرات واریانس ژنتیکی در طول دوره شیردهی مثبت و افزایشی بود (شکل ۳). کمترین مقدار این مؤلفه در ماه اول دوره شیردهی است و سپس با روند افزایشی در دو ماه آخر دوره مورد بررسی به بیشترین مقدار خود می‌رسد. الگوی مشاهده شده برای واریانس ژنتیکی با نتایج به دست آمده برای کشورهای اسکاندیناوی مطابقت دارد (Madsen, 2008).

در این تابع t روز شیردهی و a_i ضرایب تابع است که در مدل برآورد می‌شود. در تحقیق حاضر از جمله سوم این تابع در مدل استفاده شد. همراه نمودن ضریب سوم تابع ویلمینک با چندجمله‌ای‌های لژاندر به دلیل قابلیت مناسب این تابع در توصیف مرحله افزایشی اوج شیردهی است (Olori et al., 1999).

در نظر نگرفتن ناهمگنی واریانس باقیمانده در مدل، منجر به برآورد اریب این مؤلفه در اوایل دوره شیردهی و برآورد بیش از حد وراثت‌پذیری تا اواسط دوره شیردهی می‌شود اما تأثیر معنی داری بر سایر مؤلفه‌های واریانس ندارد (López-Romero, 2003). بر این اساس به منظور اعمال ناهمگنی واریانس باقیمانده، دوره شیردهی که از روز ۵ تا روز ۳۶۵ شیردهی بود، به ۳۶ گروه با فواصل ۱۰ روزه دسته‌بندی شد.

نتایج و بحث

اجزای واریانس: برآورد اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تولید شیر در تعدادی از روزهای شیردهی در جدول ۲ ارائه شده است. الگوی تغییرات نشان می‌دهد که واریانس باقیمانده در ابتدای دوره شیردهی بیشترین مقدار را دارد و از ماه دوم به بعد تا پایان دوره شیردهی کاهش ملایمی مشاهده می‌شود (شکل ۱). بر اساس روند تغییرات، به نظر می‌رسد لازم باشد که تعداد گروه‌های لازم برای اعمال واریانس باقیمانده را در مدل تغییر داد. به عبارت دیگر، می‌توان طول دسته‌ها را که

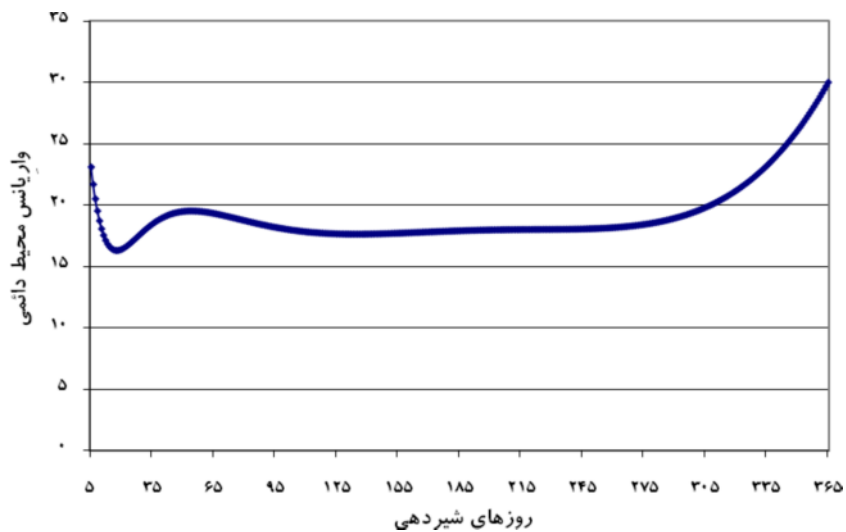
جدول ۲- اجزای واریانس و پارامترهای صفت تولید شیر در تعدادی از روزهای شیردهی

میانگین پسین پارامتر*		واریانس (مربع کیلوگرم)					ژنتیکی	روز شیردهی
تکرارپذیری	وراثت‌پذیری	کل	باقیمانده	محیط دائمی	گل- سال زایش	گل- ماه رکوردگیری		
۰/۱۱۳	۰/۵۳۸	۴۱/۹۳	۱۶/۸۰	۱۷/۸۰	۰/۹۸	۱/۶۰	۴/۷۵	۳۰
۰/۱۵۹	۰/۶۸۴	۳۷/۰۸	۹/۴۲	۱۹/۴۶	۰/۷۰	۱/۶۰	۵/۹۰	۶۰
۰/۱۷۷	۰/۶۸۲	۳۶/۳۴	۹/۴۶	۱۸/۳۶	۰/۴۷	۱/۶۰	۶/۴۵	۹۰
۰/۱۹۴	۰/۶۹۲	۳۵/۵۴	۹/۰۵	۱۷/۷۰	۰/۲۹	۱/۶۰	۶/۹۰	۱۲۰
۰/۲۱۰	۰/۷۱۴	۳۵/۰۹	۸/۲۶	۱۷/۶۸	۰/۱۸	۱/۶۰	۷/۳۷	۱۵۰
۰/۲۲۴	۰/۷۳۵	۳۵/۰۰	۷/۵۴	۱۷/۸۹	۰/۱۳	۱/۶۰	۷/۸۴	۸۰
۰/۲۳۴	۰/۷۴۳	۳۵/۴۰	۷/۳۵	۱۸/۰۱	۰/۱۲	۱/۶۰	۸/۳۲	۲۱۰
۰/۲۴۱	۰/۷۳۸	۳۶/۳۲	۷/۶۸	۱۸/۰۴	۰/۲۲	۱/۶۰	۸/۷۸	۲۴۰
۰/۲۴۵	۰/۷۳۲	۳۷/۶۶	۸/۰۷	۱۸/۳۲	۰/۴۱	۱/۶۰	۹/۲۶	۲۷۰
۰/۲۴۷	۰/۷۳۹	۳۹/۵۴	۷/۹۴	۱۹/۴۸	۰/۷۴	۱/۶۰	۹/۷۸	۳۰۰
۰/۲۴۳	۰/۷۶۹	۴۲/۷۳	۶/۹۴	۲۲/۴۸	۱/۳۲	۱/۶۰	۱۰/۳۹	۳۳۰
۰/۲۱۹	۰/۷۸۱	۵۰/۹۰	۷/۳۱	۲۸/۶۲	۲/۲۱	۱/۶۰	۱۱/۱۶	۳۶۰

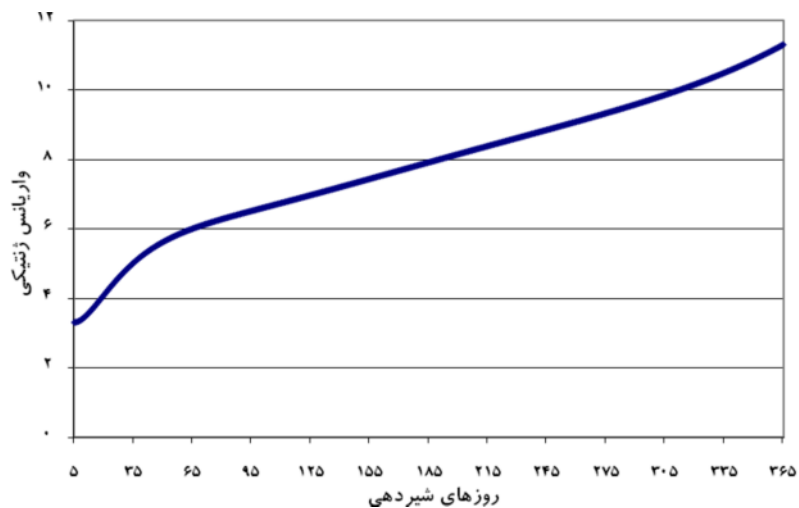
* مقدار انحراف معیار پسین برآوردهای تکرارپذیری و وراثت‌پذیری در تمام موارد کمتر از ۰/۱ بود.



شکل ۱- تغییرات واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی (۳۶ گروه ۱۰ه روزه)



شکل ۲- تغییرات واریانس محیط دائمی در طی دوره شیردهی



شکل ۳- تغییرات واریانس ژنتیکی در طی دوره شیردهی

مطابقت دارد (Moghadaszadeh Ahrabi et al., 2005). تکرارپذیری برآورد شده برای صفت تولید شیر نسبتاً بالا و از ۰/۵۳ تا ۰/۷۸ در نوسان بود. مقادیر بالای تکرارپذیری نشان می‌دهد که با اطمینان زیادی می‌توان حیوانات را بر اساس رکوردهای موجود برای دوره‌های بعدی شیردهی انتخاب نمود. مقدار تکرارپذیری تولید شیر با استفاده از مدل تابعیت تصادفی تکه ای در گاوهای هلستاین ایران برای ماه‌های مختلف دوره شیردهی از ۰/۳۵ تا ۰/۵۰ گزارش شده است (Farhangfar et al., 2008).

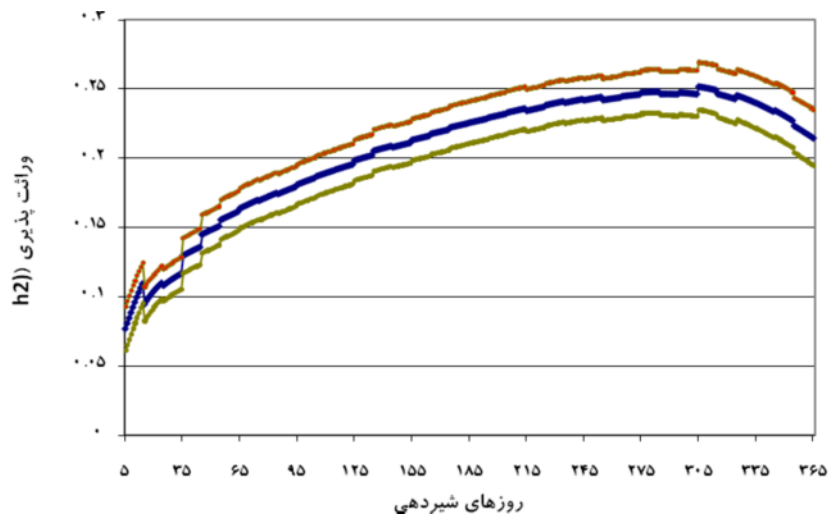
مقادیر همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی تعدادی از روزهای شیردهی در جدول ۳ ارائه شده است. مقادیر همبستگی ژنتیکی رکوردهای روزآزمون در تمامی موارد مثبت و از همبستگی‌های فنوتیپی بیشتر بود. کمترین مقدار همبستگی ژنتیکی برابر ۰/۳۵ و میان روزهای ۵ و ۳۶۵ شیردهی بود. همبستگی‌های ژنتیکی برآورد شده میان ماه‌های مختلف شیردهی در اواسط دوره شیردهی نسبت به اوایل و انتهای دوره، بیشتر بود که با نتایج حاصل از گاوهای هلستاین ایران مطابقت دارد (Moradi Shahrabak, 2002). به طور کلی الگوی همبستگی ژنتیکی نشان می‌دهد که مقدار این پارامتر با افزایش فاصله بین روزهای شیردهی از یکدیگر، کاهش می‌یابد. بالاتر بودن همبستگی ژنتیکی در روزآزمون‌های مجاور در نتیجه اشتراک بیشتر ژن‌های مؤثر بر صفت تولید شیر در آن دوره زمانی است.

پارامترهای ژنتیکی: روند تغییرات وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفت تولید شیر در طی روزهای ۵ تا ۳۶۵ شیردهی در شکل ۴ ارائه شده است. کمترین مقدار وراثت‌پذیری برابر ۰/۰۷۷ در روز ۵ شیردهی و بیشترین مقدار برابر ۰/۲۵۲ در روز ۳۰۵ شیردهی بود. روند تغییرات به این صورت است که وراثت‌پذیری تولید شیر در اوایل دوره شیردهی پایین و مقدار آن با پیشرفت روزهای شیردهی تا ماه دهم افزایش می‌یابد. هرچند که روند کاهش ملامی در وراثت‌پذیری دو ماه آخر دوره مورد بررسی مشاهده می‌شود اما سطح آن همچنان نسبت به ابتدای دوره شیردهی بالاتر است. پایین بودن میزان وراثت‌پذیری در ابتدای دوره به دلیل بالا بودن واریانس باقیمانده و پایین بودن واریانس ژنتیکی است.

در بیشتر پژوهش‌های انجام شده، الگوی تغییرات وراثت‌پذیری برآورد شده در طی دوره شیردهی متفاوت است. علت اصلی این تفاوت، مربوط به نوع مدل مورد استفاده برای برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و همچنین تنوع در توابع توصیف کننده منحنی شیردهی با درجات برآورد متفاوت است. در این تحقیق بیشترین مقدار وراثت‌پذیری مربوط به اواسط و تا حدی اواخر دوره شیردهی بود که با نتایج بیشتر مطالعات انجام شده مطابقت دارد (Olori et al., 1999; Gengler et al., 2005). دامنه وراثت‌پذیری برای گاوهای هلستاین ایران از ۰/۰۷۵ برای اوایل دوره تا ۰/۲۷۸ برای ماه هشتم گزارش شده است که با نتایج پژوهش حاضر کاملاً

جدول ۳- همبستگی‌های ژنتیکی (بالای قطر) و فنوتیپی (پایین قطر) در تعدادی از روزهای شیردهی

روزآزمون	۳۰	۶۰	۹۰	۱۲۰	۱۵۰	۱۸۰	۲۱۰	۲۴۰	۲۷۰	۳۰۰	۳۳۰	۳۶۰
۳۰	۱	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۶۸	۰/۶۴	۰/۶۰
۶۰	۰/۶۰	۱	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۷۷	۰/۷۳	۰/۶۸
۹۰	۰/۵۶	۰/۶۸	۱	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۹۰	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۷۴
۱۲۰	۰/۵۱	۰/۶۵	۰/۶۸	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۷۹
۱۵۰	۰/۴۷	۰/۶۱	۰/۶۶	۰/۷۰	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۸۳
۱۸۰	۰/۴۳	۰/۵۶	۰/۶۳	۰/۶۸	۰/۷۲	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۸۶
۲۱۰	۰/۳۹	۰/۵۲	۰/۶۰	۰/۶۶	۰/۷۰	۰/۷۳	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۰
۲۴۰	۰/۳۶	۰/۴۸	۰/۵۵	۰/۶۲	۰/۶۷	۰/۷۱	۰/۷۳	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۳
۲۷۰	۰/۳۳	۰/۴۳	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۶۳	۰/۶۸	۰/۷۱	۰/۷۳	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۵
۳۰۰	۰/۳۰	۰/۳۹	۰/۴۶	۰/۵۲	۰/۵۷	۰/۶۳	۰/۶۷	۰/۷۱	۰/۷۳	۱	۰/۹۹	۰/۹۷
۳۳۰	۰/۲۸	۰/۳۵	۰/۴۰	۰/۴۵	۰/۵۰	۰/۵۶	۰/۶۱	۰/۶۶	۰/۷۱	۰/۷۶	۱	۰/۹۹
۳۶۰	۰/۲۶	۰/۳۰	۰/۳۲	۰/۳۶	۰/۴۰	۰/۴۶	۰/۵۲	۰/۵۸	۰/۶۵	۰/۷۲	۰/۷۹	۱



شکل ۴- میانگین و ± 2 انحراف معیار توزیع پسین وراثت پذیری تولید شیر از روز ۵ تا ۳۶۵ شیردهی

مستقیم از رکوردهای روزآزمون در ارزیابی ژنتیکی گاوهای هلشتاین را توسعه داد. بهترین مدل شناخته شده برای استفاده از داده‌های روزآزمون، مدل‌های تابعیت تصادفی است اما برازش مناسب‌ترین مدل، نیازمند مقایسه مدل‌های مختلف و مطالعه کامل عواملی مانند ساختار رکوردها، سطح تولید و اندازه گله‌ها است.

سپاسگزاری

از مرکز اصلاح نژاد دام کشور جهت فراهم نمودن اطلاعات مورد نیاز این تحقیق، صمیمانه تشکر و قدردانی می‌گردد.

نتیجه‌گیری کلی

در پژوهش حاضر، اجزای واریانس صفات تولیدی رکوردهای روزآزمون تولید شیر در گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از مدل تابعیت تصادفی برآورد شد. بر اساس نتایج، ساختار اجزای واریانس‌های ژنتیکی، باقیمانده و محیط دائم در طی دوره‌ی شیردهی ناهمگن بود و در روزهای مختلف شیردهی مقادیر متفاوتی داشتند. واضح است که ناهمگنی اجزای واریانس موجب تغییر در سایر پارامترها می‌شود، بر این اساس فرض همگنی و ثابت نگه داشتن اجزای واریانس که در تولید رکوردهای ۳۰۵ روز انجام می‌شود صحیح نیست. بنابراین ضروری است مدل‌های مناسب برای استفاده

REFERENCES

1. Animal Breeding Center of Iran. (2008). Annual Report, from <http://www.abc.org.ir/>
2. Farhangfar, H., Naeemipour, H. & Lotfi, R. (2008). Genetic evaluation of milk production in Holstein dairy cattle of Khorasan province using a spline random regression model. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources*, 12(43), 533-543. (In Farsi).
3. Gengler, N., Wiggans, G. R. & Gillon, A. (2005). Adjustment for heterogeneous covariance due to herd milk yield by transformation of test-day random regressions. *Journal of Dairy Science*, 88, 2981-2990
4. Interbull. (2010). *Description of national genetic evaluation systems for dairy cattle traits as applied in different Interbull member countries*. Retrieved May 25, 2010, from <http://www-interbull.slu.se/>
5. Jamrozik, J. & Schaeffer, L. R. (1997). Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. *Journal of Dairy Science*, 80, 762-770.
6. Jensen, J. (2001). Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *Journal of Dairy Science*, 84, 2803-2812.
7. Kirkpatrick, M. & Heckman, N. (1989). A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinite-dimensional characters. *Journal of Mathematical Biology*, 27, 429-450.
8. Kirkpatrick M., Lofsvold, D. & Bulmer, M. (1990). Analysis of inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics*, 124, 979-993
9. López-Romero, P., Rekaya, R. & Carabaño, M. J. (2003). Assessment of homogeneity vs. heterogeneity

- of residual variance in random regression test-day models in a Bayesian analysis. *Journal of Dairy Science*, 86, 3374–3385.
10. Madsen, P. & Jensen, J. (2007). *A user's guide to DMU*. University of Aarhus, DJF, Research Centre Foulum, Denmark.
 11. Madsen P., Lidauer, M. H. & Mantysaari, E. A. (2008). Strategies for estimation of variance components for the joint Nordic yield evaluation. Interbull Meeting, June 16th – 19th, Niagara Falls, NY, USA.
 12. Miglior, F., Gong, W., Wang, Y., Kistemaker, G. J., Sewalem, A. & Jamrozik, J. (2009). Short communication: Genetic parameters of production traits in Chinese Holsteins using a random regression test-day model. *Journal of Dairy Science*, 92, 4697–4706.
 13. Moghadaszadeh Ahrabi, S., Eskandari Nasab, M. P., Alijani, S. & Abasi, M. A. (2005). Estimation of Genetic Parameters for Milk and Fat yield Traits of Holstein Dairy Cattle Using test day records. *Journal of Agricultural Science and Natural Resources*, 12(3). (In Farsi).
 14. Moradi Shahrabak, M. (2002). Variance component estimation of production traits in Holstein cattle using test day records. *1st Seminar on genetics and breeding in Iran*, Karaj, Iran. (In Farsi).
 15. Olori, V. E., Hill, W. G., McGuirk, B. J. & Brotherstone, S. (1999). Estimating variance components for test day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal model. *Livestock Production Science*, 61, 53–63.
 16. Razmkabir, M., Nejati-Javaremi, A., Moradi Shahrabak, M., Rashidi, A. & Sayadnejad, M. B. (2010). Estimation of Genetic Trend for Production Traits of Holstein Cattle in Iran. *Iranian Journal of Animal Sciences*, 40(1), 7-11. (In Farsi).
 17. Schaeffer, L. R. & Dekkers, J. C. M. (1994). Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. In *Proceeding of 5th world congress on genetics applied to livestock production*, Guelph, 18: 443–446.
 18. Schaeffer, L. R. (2004). Application of random regression models in animal breeding. *Livestock Production Science*, 86, 35–45.
 19. Strabel, T., Szyda, J., Ptak, E. & Jamrozik, J. (2005). Comparison of random regression test-day models for polish black and white cattle. *Journal of Dairy Science*, 88, 3688-3699
 20. Wilmink, J. B. M. (1987). Adjustment of test day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. *Livestock Production Science*, 16, 335–348.