مقایسه ارزیابی گاوهای هلشتاین برای تولید شیر با استفاده از مدل‌های روز آزمون و ۳۰۵ روز

همایون فرهنگ‌فر و هانی رضائی[۱]

چکیده

به منظور مقایسه روش‌های ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری هلشتاین ایران برای صفت تولید شیر، از مدل‌های آماری مبتنی بر ۳۰۵ روز شیردهی و رکوردهای روز آزمون (تابع کواریانس) استفاده شد. داده‌های مورد بررسی در این متعلق به ۱۷۹۴۶ رأس گاو هلشتاین سه بار دوشش در روز بود که برای اولین بار طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۰ زایش داشتند. در روش مدل ۳۰۵ روز، رکوردهای کامل یک دوره شیردهی ۳۰۵ روزگاوها با یک مدل حیوانی یک صفتی که در آن اثرات ثابت گله-سال-فصل زایش ، متغیرهای کمکی سن هنگام اولین زایش و طول شیردهی و اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی گنجانده شده بود تجزیه و تحلیل شد. در ارزیابی ژنتیکی بر اساس مدل روز آزمون، از تابع کواریانس استفاده گردید که در آن اثر ثابت گله - سال - فصل تولید، متغیر کمکی سن حیوان هنگام رکوردگیری ماهیانه و هم‌چنین اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی قرار داده شد. در تابع کواریانس از چند جمله‌ای متعامد لژاندر برای در نظر گرفتن تغییرات ژنتیکی و محیط دائمی تولید شیر در طول دوره شیردهی استفاده گردید. نتایج به‌دست آمده در این تحقیق نشان داد که میانگین ارزش اصلاحی پیش بینی شده گاوها برای ۳۰۵ روز شیردهی در روش تابع کواریانس از لحاظ آماری بیشتر از روش مدل ۳۰۵ روز بود. ضریب هم‌بستگی رتبه‌ای بین مقادیر ارزش اصلاحی پیش بینی شده گاوهای نر در دو روش فوق برابر با ۰/۹۲۵ بود و با افزایش تعداد دختران هر گاو نر افزایش پیدا نمود. روند ژنتیکی برآورد شده برای صفت شیر ۳۰۵ روز بر اساس مدل روز آزمون و مدل ۳۰۵ روز به ترتیب برابر با ۱۱/۶۰۷ کیلو گرم در سال ($P < ۰/۰۵$) و ۳/۸۶۰ کیلوگرم در سال ($P < ۰/۰۵$) بودند.

واژه‌های کلیدی: ارزیابی ژنتیکی، تابع کواریانس،گاو هلشتاین ایران

مقدمه

بسیاری از صفاتی که دارای اهمیت اقتصادی در پرورش دام و طیور می‌باشند در طول زمان تغییر می‌نمایند. صفاتی نظیر میزان رشد و یا وزن در دام‌های پرواری (۲۰)، تولید تخم مرغ در هفته‌های مختلف تخم گذاری در ماکیان (۶)، تیپ در گاوهای شیری (۳۱) و شمارش سلول‌های سوماتیک در ورم پستان (۱۰) از نمونه صفات تکرار دار در طول زمان (Longitudinal data) محسوب می‌گردند. صفت تولید شیر روزانه در طول یک دوره شیردهی گاوهای شیری نیز یک صفت تکراردار می‌باشد که در طی زمان (ماه‌های مختلف شیردهی) تغییر می‌نماید (۱۴).

به منظور تجزیه ژنتیکی صفت تولید شیر روزانه گاوهای شیری در یک دوره شیردهی، مدل‌های آماری گوناگونی از قبیل

۱. به ترتیب استادیار و مربی علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

مدل روز – آزمون (Test day Model) توسط محققان استفاده شده است که در بین آنها مدل آماری بر مبنای تابع کواریانس و یا تابعیت تصادفی (Random regression) اخیراً بیشتر مورد توجه قرار گرفته است (۷، ۳۲ و ۳۴). در مدل‌های مختلف روز – آزمون، رکوردهای شیر به‌دست آمده در هر نوبت رکوردگیری که معمولاً به صورت ماهیانه می‌باشد مستقیماً در مدل به کار برده می‌شوند (۲۸). ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری بر مبنای رکوردهای آزمون ماهیانه شیر و با استفاده از مدل تابعیت با ضرایب ثابت، برای اولین بار توسط پتاک و شفر (۲۲) معرفی گردید که در آن از مدل پیشنهاد شده توسط علی و شفر (۵) با چهار کواریت جهت در نظر گرفتن تغییرات شکل منحنی شیردهی گاوها استفاده گردید. در مطالعه یاد شده، شکل منحنی شیردهی برای تمام گاوها یکسان در نظر گرفته شد در حالی که بین گاوهای شیری به‌دلیل متفاوت بودن ظرفیت ژنتیکی تولید و شرایط محیطی، شکل منحنی تغییر می‌نماید (۱۲). بعدها مدل تابعیت تصادفی برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری معرفی شد که در آن برای هر گاو ضرایب رگرسیون در دو سطح ژنتیکی و محیطی برآورد می‌شود (۲۶). در مدل‌های روز – آزمون، توابع مختلفی به منظور در نظر گرفتن تغییرات تولید شیر در دوره شیردهی مورد استفاده قرار گرفته اند (۱۳) که از نمونه آنها می‌توان تابع چند جمله‌ای علی و شفر (۵،۳، ۱۱، ۱۲ و ۲۳)، تابع ویلمینک (۱۱ و ۳۵) و چند جمله‌ای‌های لژاندر (۷، ۸، ۲۱ و۳۲) را نام برد.

تابع کواریانس (Covariance function) یک تابع پیوسته است که هم‌بستگی بین اندازه‌های مختلف یک صفت را در زمان‌های مختلف در نظر می‌گیرد (۳۳). در حقیقت بوسیله تابع مذکور، کواریانس بین دو رکورد اندازه‌گیری شده در دو زمان مختلف به صورت تابعی از زمان اندازه‌گیری می‌شود (۱۸). از نقطه نظر تئوری، تابع کواریانس معادل تابعیت تصادفی است (۲۰) که در آن تغییرات تولید شیر در دو سطح ژنتیکی و محیط دائمی طی دوره شیردهی گاوها با استفاده از ضرائب تصادفی یک تابع مناسب نظیر تابع چند جمله‌ای متعامد لژاندر (با درجات مختلف برازش) در نظر گرفته می‌شود که این امر موجب می‌گردد ارزش اصلاحی حیوانات با دقت بیشتری پیش بینی گردد. مدل‌های روز – آزمون به‌دلیل افزایش اطلاعات مورد استفاده در پیش بینی ارزش اصلاحی دام، تصحیح دقیق تر عوامل محیطی موقت (۱۳)، عدم نیاز به استفاده از ضرایب تصحیح ۳۰۵ روز (۳۰) و در نظر گرفتن اختلافات ژنتیکی بین گاوها برای شکل منحنی شیردهی و تداوم شیردهی (۳ و ۱۳) انتظار می‌رود که بهتر از مدل مبتنی بر رکوردهای ۳۰۵ روز باشد. با این وجود، به‌کارگیری مدل‌های روز – آزمون به‌دلیل افزایش چندین برابر رکوردهای مورد استفاده برای هر حیوان، نیازمند رایانه‌هایی با سرعت پردازش و ظرفیت حافظه بسیار بالا می‌باشد (۱۰ و ۲۹).

هدف از این تحقیق مقایسه دو روش ارزیابی ژنتیکی گاوهای هلشتاین ایران برای صفت تولید شیر ۳۰۵ روز بر اساس مدل‌های ۳۰۵ روز و روز– آزمون (مدل تابع کواریانس) بر حسب میانگین ارزش اصلاحی پیش بینی شده گاوها، تغییر رتبه بندی گاوهای نر و هم‌چنین بررسی ضرایب هم‌بستگی بین ارزش‌های اصلاحی پیش بینی شده در دو روش فوق می‌باشد. در این تحقیق ضرایب هم‌بستگی رتبه‌ای بین ارزش اصلاحی شیر ۳۰۵ روز و شیر ماهیانه و روندهای فنوتیپی و ژنتیکی برای صفت شیر ۳۰۵ روز نیز برآورد می‌شود.

مواد و روش‌ها

رکوردگیری و نمونه برداری شیر از گاوهای هلشتاین در گله‌های که تحت پوشش مرکز اصلاح دام کشور می‌باشند هر ماه یک روز و در سه نوبت متوالی انجام می‌شود (۴). در این تحقیق از تعداد ۱۷۹۴۶۰ رکورد آزمون ماهیانه شیر سه بار دوشش در روز متعلق به ۱۷۹۴۶ رآس گاو هلشتاین در نوبت اول شیردهی آنها که طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۰ زایش داشتند و توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور در ۲۸۷ گله جمع آوری شده بود استفاده گردید. داده‌های مزبور پس از چندین مرحله ویرایش بر روی داده‌های خام به‌دست آمد. در تحقیق حاضر

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

جدول ۱. برخی خصوصیات آماری رکوردهای آزمون ماهیانه شیر

آزمون ماهیانه	تعداد رکورد	روز شیردهی (فاصله از زایش)		شیر (کیلو گرم)	
		انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین
۱	۱۷۹۴۶	۶/۷۳۷	۱۴/۰۱	۵/۸۱۹	۲۳/۶۹
۲	۱۷۹۴۶	۶/۵۹۵	۴۴/۴۵	۵/۲۴۰	۲۵/۹۶
۳	۱۷۹۴۶	۶/۸۱۷	۷۴/۷۲	۵/۶۱۱	۲۸/۲۴
۴	۱۷۹۴۶	۶/۵۹۰	۱۰۵/۱۷	۵/۷۱۰	۲۷/۸۸
۵	۱۷۹۴۶	۶/۸۱۹	۱۳۵/۴۷	۵/۷۱۵	۲۷/۱۲
۶	۱۷۹۴۶	۶/۶۲۰	۱۶۵/۹۳	۵/۷۱۰	۲۶/۲۸
۷	۱۷۹۴۶	۶/۸۴۳	۱۹۶/۲۳	۵/۶۷۶	۲۵/۴۱
۸	۱۷۹۴۶	۶/۶۵۳	۲۲۶/۷۰	۵/۶۲۰	۲۴/۵۳
۹	۱۷۹۴۶	۶/۸۹۴	۲۵۶/۹۹	۵/۵۵۲	۲۳/۴۸
۱۰	۱۷۹۴۶	۶/۷۲۲	۲۸۷/۴۲	۵/۵۷۶	۲۲/۱۵

(که در سال ۱۳۸۱ آغاز شد) فقط از اطلاعات گاوهایی که ۱۰ رکورد آزمون ماهیانه داشتند استفاده شد. میانگین کل تولید شیر ۳۰۵ روز و سه بار دوشش در روز برابر با ۷۳۶۵ کیلوگرم و میانگین تولید شیر روزانه گاوها در کل دوره کامل شیردهی ۲۵/۴۷ کیلوگرم بود. در جدول ۱ میانگین و انحراف معیار رکوردهای آزمون ماهیانه شیر و روزهای شیردهی ارائه شده است.

برای پیش بینی ارزش اصلاحی صفت میانگین تولید شیر روزانه گاوهای هلشتاین ایران در ماه‌های مختلف دوره شیردهی از مدل *تابع کواریانس* (۱۴) استفاده شد.در این مدل، تابع چند جمله‌ای و متعامد لژاندر(با توان چهارم، k=۵) برای در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی گاوها در دو سطح ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی گنجانده شد(۳). چند جمله‌ای‌های لژاندر در بسیاری از تحقیقات (۷ و ۳۴) نیز برای بررسی ژنتیکی رکوردهای آزمون ماهیانه مورد استفاده قرار گرفته است. مدل آماری تابع کواریانس مورد استفاده در این تحقیق به صورت ذیل بود:

$$y_{ijkt} = \mu + (HYSOP)_{it} + \sum_{m=1}^{3} \beta_m * (A_{ijkt} - \overline{A})^m + \sum_{R=0}^{k-1} (\gamma_R * \varphi_R(t)) + \sum_{R=0}^{k-1} (a_{jRt} * \varphi_R(t)) + \sum_{R=0}^{k-1} (pe_{jRt} * \varphi_R(t)) + ME_{ijkt} \quad [1]$$

که در آن y_{ijkt} رکورد آزمون ماهیانه شیر در زمان t شیردهی در i امین گروه هم‌زمان گله- سال- فصل تولید مربوط به j امین گاو، μ میانگین کل تولید شیر روزانه، HYSOP اثر ثابت محیطی گله-سال-فصل تولید، A_{ijkt} اثرمتغیر کمکی سن حیوان در هنگام رکوردگیری (بر حسب ماه) به صورت خطی، درجه دوم و درجه سوم، a_{jRt} اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی گاوها، pe_{jRt} اثر تصادفی محیط دائمی و ME_{ijkt} اثر تصادفی باقی‌مانده می‌باشند. در مدل مزبور k مرتبه تابع لژاندر و γ_R ضریب تابعیت ثابت برای جمله ام می‌باشند. شکل کلی تابع چند جمله‌ای متعامد لژاندر به صورت زیر است (۱۵):

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

که در آن $\phi_R(t)$ جمله R ام از تابع لژاندر و t زمان شیردهی استاندارد شده در فاصله ۱ - تا ۱ + بر اساس رابطه ۳ می‌باشد (۱۴):

$$DIM_{std} = -1 + \frac{2(DIM_i - DIM_{15})}{DIM_{285} - DIM_{15}} \quad [3]$$

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 (روز پانزدهم) و DIM_{285} میانگین روز

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

شیردهی در ماه آخر (روز دویست و هشتاد و پنجم) دوره شیردهی می‌باشند.

هم‌چنین برای پیش بینی ارزش اصلاحی حیوانات برای صفت تولید شیر ۳۰۵ روز، از یک مدل حیوانی تک متغیره که در این تحقیق اصطلاحاً مدل ۳۰۵ روز نامیده خواهد شد، استفاده گردید.

$$y_{ij} = \mu + (HYSOC)_i + \sum_{R=1}^{3}\beta_R \times (A_{ij} - \overline{A})^R + \sum_{R=1}^{3}\gamma_R \times (L_{ij} - \overline{L})^R + a_j + e_{ij} \quad [۴]$$

در مدل فوق y_{ij} رکورد شیر ۳۰۵ روز در i امین اثر ثابت گله – سال – فصل زایش مربوط به j امین گاو، μ میانگین صفت، HYSOC اثر ثابت گله- سال- فصل زایش، A و L به ترتیب متغیرهای کمکی سن هنگام اولین زایش و طول دوره شیردهی (خطی، درجه دوم و درجه سوم) و a_j و e_{ij} به ترتیب اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی (یا ارزش اصلاحی حیوانات) و باقی‌مانده (یا خطا) می‌باشند. در تحقیق حاضر فقط از اطلاعات گاوهایی استفاده شد که ۱۰ رکورد آزمون ماهیانه داشتند. با این وجود، چون طول دوره شیردهی همه گاوها دقیقاً ۳۰۵ روز نبود اثر طول دوره شیردهی نیز برای در نظر گرفتن تفاوت بین گاوها برای این اثر در مدل گذاشته شد. اثرات ثابت محیطی به کار برده شده در مدل‌های ۱ و ۴ اثر معنی داری بر تولید شیر داشتند. اثرات معنی دار عوامل محیطی توسط نرم افزار آماری SAS (۲۵) و بر اساس تجزیه واریانس بررسی شد ($P<۰/۰۵$).

در این تحقیق هم‌چنین فقط از رکوردهای اولین نوبت شیردهی گاوهای هلشتاین ایران استفاده شد. استفاده از رکورد شیردهی اول گاوها دارای چند مزیت است. اولاً مشکل ناشی از اریبی حاصل از انتخاب حیوانات بر اساس رکوردهای پیشین آنها (۹ و۲۴) وجود نخواهد داشت. ثانیاً رکوردهای شیر مربوط به زایش اول گاوها تحت تأثیر عواملی نظیر دوره خشکی قبل از زایش، فاصله زایش و طول دوره غیر آبستنی پیشین که معمولاً بر رکوردهای شیر در نوبت‌های بعدی شیردهی تأثیر قابل ملاحظه‌ای دارند، قرار نمی‌گیرند و بنابراین لازم نیست رکوردهای شیر در نوبت اول شیردهی را برای آنها تصحیح نمود. ثالثاً موجب کوتاه شدن فاصله نسل می‌گردد. به‌علاوه، استفاده از رکورد نوبت اول شیردهی از لحاظ محاسباتی ساده‌تر می‌باشد در حالی که اضافه کردن رکوردهای نوبت‌های شیردهی دوم و سوم نیازمند به‌کار بردن مدل‌های چند متغیره پیچیده تر بویژه در مدل‌های روز- آزمون است که حجم محاسبات را بسیار زیادتر خواهد نمود.

در مدل‌های آماری ۱ و ۴ برآورد مولفه‌های واریانس به روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) و با استفاده از الگوریتم AI توسط برنامه‌های (۱۶) DFUNI و(۱۹) DXMRR از نرم افزار DFREML (۱۶و ۱۷) و با در نظر گرفتن معیار همگرایی 10^{-8} انجام شد. برآوردهای به‌دست آمده برای مؤلفه‌های (کو) واریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی بین ضرایب تابع کواریانس چندین بار از طریق اجرای مجدد برنامه کنترل شدند تا اطمینان حاصل گرد که مقدار *ماکزیمم نهایی* (Global Maximum) تابع درستنمایی به‌دست آمده باشد و برآوردهای قبلی تغییر نمی نماید..برای بررسی هم‌بستگی بین ارزش اصلاحی دو مدل، از ضرایب هم‌بستگی پیرسون، کندال و رتبه‌ای اسپیرمن نرم افزار آماری SPSS استفاده شد. در تحقیق حاضر، روند ژنتیکی بر اساس تابعیت ساده خطی میانگین ارزش اصلاحی بر سال زایش برآورد شد.

نتایج و بحث

در جدول ۲ هم‌بستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش اصلاحی پیش بینی شده گاوهای دارای رکورد با استفاده از دو مدل تابع کواریانس و مدل ۳۰۵ روز ارائه شده است. در جدول مذکور، ضریب هم‌بستگی رتبه‌ای برای گاوهایی که ارزش اصلاحی بیشتر و کمتر از صفر داشتند نیز برای مقایسه نشان داده شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده در این جدول، هم‌بستگی رتبه‌ای بین ارزش اصلاحی پیش بینی شده در دو مدل برای

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

جدول ۲ . هم‌بستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده گاوهای دارای رکورد با دو روش مدل ۳۰۵ روز و تابع کواریانس

ارزش اصلاحی کوچک‌تر از صفر	ارزش اصلاحی بزرگ‌تر از صفر	کل ارزش‌های اصلاحی
۰/۷۹۶***	۰/۸۱۹***	۰/۹۲۵***

جدول ۳ . هم‌بستگی بین ارزش اصلاحی پیش بینی شده پدران با دو روش نابع کواریانس و مدل ۳۰۵ روز

تعداد فرزندان هر پدر	تعداد پدران	نوع هم‌بستگی		
		پیرسون	اسپیرمن	کندال
۱>=	۸۸۲	۰/۹۲۵***	۰/۸۹۳***	۰/۷۳۶***
۵ -۹	۴۱۸	۰/۹۳۵***	۰/۹۲۷***	۰/۷۷۴***
۱۰-۱۹	۲۹۱	۰/۹۴۷***	۰/۹۴۳***	۰/۸۰۰***
۲۰-۳۹	۲۱۴	۰/۹۵۹***	۰/۹۵۹***	۰/۸۲۷***
۴۰-۷۹	۱۴۱	۰/۹۶۶***	۰/۹۶۸***	۰/۸۴۴***
>۷۹	۵۹	۰/۹۷۶***	۰/۹۷۲***	۰/۸۷۰***

دخترانی که ارزش اصلاحی آنها کمتر از صفر بوده است پایین تر از مقدار هم‌بستگی رتبه‌ای به‌دست آمده برای دخترانی است که ارزش اصلاحی پیش بینی شده بالاتر از صفر دارند. این امر نشان می‌دهد هنگامی که در ارزیابی ژنتیکی، مدل تابع کواریانس به جای مدل ۳۰۵ روز استفاده می‌شود تغییر حاصل در رتبه بندی گاوهایی که ارزش اصلاحی مثبت برای تولید شیر دارند، کمتر از گاوهایی خواهد بود که ارزش اصلاحی کوچک‌تر از صفر دارند.

در جدول ۳ هم‌بستگی بین ارزش اصلاحی پیش بینی شده پدران در دو روش ارزیابی ژنتیکی ارائه شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که با افزایش دختران هر پدر، مقادیر هم‌بستگی‌ها به دلیل افزایش دقت پیش بینی بیشتر می‌شود. در بین انواع هم‌بستگی‌های محاسبه شده در هر گروه، مقدار هم‌بستگی کندال کمترین و پس از آن هم‌بستگی‌های اسپیرمن و پیرسون بیشترین مقدار را دارند. بدین ترتیب هنگامی که تعداد دختران هر گاو نر بیش از ۷۹ باشد رتبه بندی گاوهای نر بر اساس مدل ۳۰۵ روز خیلی مشابه با نتایج رتبه بندی حاصل از مدل تابع کواریانس می‌باشد.

مقایسه آماری بین دو روش ارزیابی ژنتیکی نشان داد میانگین کل ارزش اصلاحی پیش بینی شده به روش تابع کواریانس (۲۶/۵۷+ کیلوگرم) اختلاف معنی داری (بر اساس آزمون آماری t-student برای نمونه‌های جفت شده) با مقدار پیش بینی شده توسط مدل ۳۰۵ روز (۱۵/۴۴+ کیلوگرم) دارد (P<۰/۰۵). بزرگ‌تر بودن میانگین برای مدل روز آزمون می‌تواند به‌دلیل این امر باشد که روش فوق نسبت به روش مدل ۳۰۵ روز ارزش اصلاحی حیوانات را به دلیل عدم نیاز به تصحیح رکوردها، در نظر گرفتن تفاوت‌های ژنتیکی و محیطی بین گاوها برای تداوم شیردهی و هم‌چنین استفاده از تعداد رکورد بیشتر برای هر حیوان، با دقت بیشتری پیش بینی می‌نماید.

در جدول ۴ و ۵ رتبه بندی ۱۰ گاو نر و هم‌چنین ماده گاو (دارای رکورد) برتر ژنتیکی از لحاظ ارزش اصلاحی پیش بینی شده بر اساس تابع کواریانس ارائه شده است. این رتبه‌ها با آنچه از مدل ۳۰۵ روز حاصل شده است در بعضی موارد تفاوت بسیار زیادی دارد و این اختلاف مخصوصاً در رتبه بندی گاوها دارای رکورد نسبت به پدرانشان بیشتر است.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

جدول ۴ . رتبه بندی پدران برتر با استفاده از دو روش پیش بینی ارزش اصلاحی

شماره پدران	رتبه پدر با تابع کواریانس	رتبه پدر با مدل ۳۰۵ روز
۸۰۰۲۱۵	۱	۳
۸۰۰۲۰۴	۲	۱
۸۰۰۲۱۴	۳	۵
۸۰۰۲۱۳	۴	۲۴
۸۰۰۱۵۱	۵	۲
۱۱۰۱۹۰	۶	۶
۵۳۰۰۰۲	۷	۲۹
۶۰۱۱۲۹	۸	۲۸
۸۰۰۱۳۷	۹	۱۴
۵۰۰۰۰۴	۱۰	۴

جدول ۵ . رتبه بندی گاوهای برتر (دختران) با استفاده از دو روش پیش بینی ارزش اصلاحی

شماره گاو	رتبه گاو با تابع کواریانس	رتبه گاو با مدل ۳۰۵ روز
۱۱۷۵۱۱۲	۱	۱
۷۸۰۵۴۱۶	۲	۲
۸۶۰۱۶۳۴	۳	۱۲
۲۰۱۴۱۸۹	۴	۷
۴۰۳۰۴۵۹	۵	۳۸
۱۱۷۸۸۳۴	۶	۳۵
۷۸۰۳۲۳۳	۷	۳
۴۰۳۰۱۶۰	۸	۵۶
۱۱۵۸۸۳۹	۹	۵
۱۱۴۳۶۰۸	۱۰	۳۴

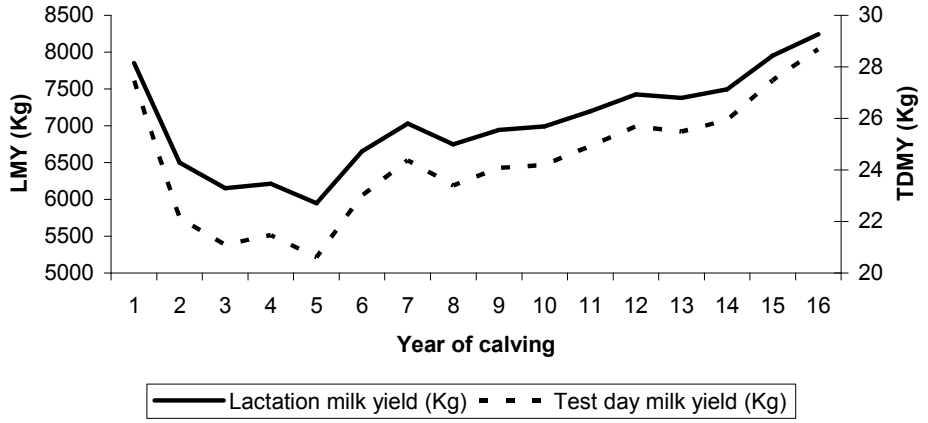
شکل ۱ پیشرفت فنوتیپی سالیانه برای تولید ۳۰۵ روز و روزانه شیر را نشان می‌دهد. در این تحقیق پیشرفت فنوتیپی سالیانه ۹۲/۹۷ کیلوگرم برای شیر ۳۰۵ روز و برای صفت شیر روزانه (محاسبه شده بر اساس تابعیت ساده خطی میانگین شیر روزانه در ماه‌های شیردهی بر حسب سال زایش) ۰/۳۲۷ کیلوگرم به‌دست آمدند که هر دوی آنها از لحاظ آماری معنی‌دار بودند ($P<0/05$).

شکل ۲ پیشرفت ژنتیکی سالیانه تولید شیر را با دو روش پیش بینی ارزش اصلاحی با استفاده از مدل تابع کواریانس و مدل ۳۰۵ روز نشان می‌دهد. میزان پیشرفت ژنتیکی سالیانه با روش تابع کواریانس ۱۱/۶۰۷ کیلوگرم و با مدل ۳۰۵ روز ۳/۸۶۰ کیلوگرم بود.

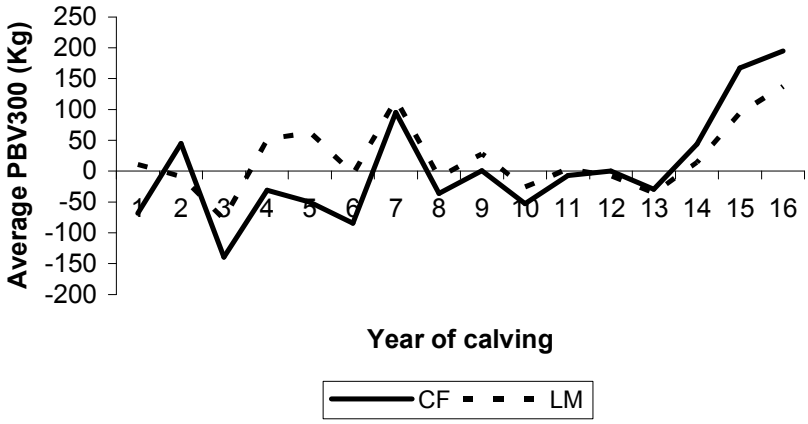
به‌طور کلی تغییرات میانگین ژنتیکی صفت شیر ۳۰۵ روز روند نا منظم تری را نسبت به تغییرات میانگین فنوتیپی صفت فوق در طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که این امر می‌تواند به‌دلیل نوسانات ناشی از تغییر برنامه‌های اصلاح نژادی گاوهای شیری در کشور باشد. بر اساس نتایج به‌دست آمده از آنالیز رگرسیون ساده خطی، روندهای فنوتیپی و ژنتیکی برآورد شده برای صفت شیر ۳۰۵ روز بر اساس نتایج حاصل از مدل تابع کواریانس، به ترتیب برابر با ۹۲/۹۷ و ۱۱/۶۰۷ کیلوگرم در سال و از نظر آماری معنی دار بود ($P<0/05$) که نشان می‌دهد در طی سال‌های یاد شده میزان تولید شیر ۳۰۵ روز در دو سطح فنوتیپی و ژنتیکی افزایش سالانه در سطح گله‌ها داشته است. با این وجود، روند ژنتیکی برآورد شده سهم کوچکی را از کل

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]



شکل ۱. پیشرفت فنوتیپی سالیانه برای شیر ۳۰۵ روز (LMY) و شیر روزانه (TDMY) گاوهای هلشتاین ایران



شکل ۲. پیشرفت ژنتیکی سالیانه برای شیر ۳۰۵ روز بر اساس مدلهای تابع کواریانس (CF) و ۳۰۵ روز (LM)

روند فنوتیپی به خود اختصاص داده است (حدوداً ۱۲/۵ درصد) که نشان می‌دهد بهبود شرایط محیطی (نظیر تغذیه متناسب با احتیاجات دام، پیشگیری از بیماری‌ها و مدیریت بهتر دامداری) سهم زیادی در افزایش سالانه تولید شیر ۳۰۵ روز داشته است. دادپسند و همکاران (۱۳۸۰) روند ژنتیکی تولید شیر گاوهای شکم اول هلشتاین ایران را ۶/۹۵ کیلوگرم در سال گزارش کردند.

میزان روند ژنتیکی برآورد شده در تحقیق حاضر معادل تقریباً ۰/۱۶ درصد از میانگین فنوتیپی مقدار شیر ۳۰۵ روز بود که در مقایسه با میزان مورد انتظار ۱/۵ درصد در سال (۲۷) به‌مراتب کمتر است. این امر می‌تواند به‌دلیل عوامل مختلفی نظیر عدم انتخاب صحیح دام برتر و با ظرفیت تولید بالا در سطح گله‌های کل کشور باشد. به عنوان مثال وقتی اسپرم گاوهای نر ممتاز (اعم از داخلی یا خارجی) برای تلقیح گاوهای ماده‌ای که از لحاظ ارزش اصلاحی مطلوب نیستند توسط گاودار به‌کار برده شود متوسط پتانسیل ژنتیکی فرزندان در طی نسل‌های آینده تغییر زیادی نمی کند. اثر متقابل بین ژنوتیپ و محیط، پائین بودن شدت انتخاب در ماده‌ها، پائین بودن بازده تولید مثلی و دقیق نبودن ثبت مشاهدات نیز از دیگر عواملی هستند که موجب کاهش پیشرفت ژنتیکی می‌شوند (۲).

در جدول ۶ هم‌بستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش اصلاحی شیر روزانه گاوهای دارای رکورد در ماه‌های مختلف دوره شیردهی با ارزش اصلاحی بر مبنای رکورد ۳۰۵ روز ارائه شده اند. همه ضرایب هم‌بستگی از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار بودند.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

جدول ۶. هم‌بستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش اصلاحی ۳۰۵ روز و شیر روزانه در ماه‌های مختلف دوره شیردهی برای گاوهای دارای رکورد

ماه شیردهی									
۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۰/۷۱۴	۰/۹۲۳	۰/۹۷۱	۰/۹۸۹	۰/۹۹۵	۰/۹۹۶	۰/۹۹۴	۰/۹۹۰	/۹۸۰	۰/۹۵۵

نتایج به‌دست آمده در تحقیق حاضر نشان داد که هم‌بستگی بین ارزش اصلاحی پیش بینی شده بین ماه شیردهی و رکورد ۳۰۵ روز در ماه اول شیردهی کمترین مقدار و در ماه‌های چهارم تا هشتم شیردهی حداکثر و تقریباً یکسان با هم می‌باشند که مشابه با نتایج تحقیقات پیشین است (۱۲). اگر وراثت پذیری شیر در ماه پنجم شیردهی بیشتر از وراثت پذیری شیر ۳۰۵ روز باشد، استفاده از رکورد ماه پنجم ممکن است به عنوان جایگزین رکورد ۳۰۵ روز در برنامه ارزیابی ژنتیکی گاوها مورد بررسی قرار گردد که از یک طرف منجر به کاهش زمان مورد نیاز جهت *پروف* کردن گاوهای نر جوان و از طرف دیگر تا حد زیادی موجب کاهش هزینه‌های مورد نیاز برای نگه‌داری دام در سطح گله‌ها گردد. به‌علاوه، استفاده از رکوردهای روز - آزمون می‌تواند موجب کاهش فاصله نسل نیز گردد (۲۹) که این امر موجب افزایش میزان پیشرفت ژنتیکی سالیانه به طور چشمگیری می‌گردد. با این وجود، چون در ارزیابی ژنتیکی گاو موارد دیگر نظیر تداوم شیردهی (۳) و تفاوت دام‌ها در ماه‌های شیردهی نیز تأثیر دارند موضوع استفاده از رکورد شیر یک ماه شیردهی به جای رکورد ۳۰۵ روز در ارزیابی ژنتیکی نیازمند تحقیقات بیشتر می‌باشد.

سپاسگزاری

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق توسط مرکز اصلاح نژاد دام وابسته به وزارت جهاد کشاورزی ارائه گردیده است. بدینوسیله مولفان مراتب تشکر و سپاسگزاری خود را از مسئولین محترم این مرکز اعلام می‌نمایند.

منابع مورد استفاده

۱. امام جمعه کاشان، ن. ۱۳۷۴. *ارزیابی ژنتیکی در دامپروری*. انتشارات نص، تهران.

۲. دادپسند طارمسری، م.، م. مرادی شهر بابک، س.ر. میرائی آشتیانی و م.ب. صیاد نژاد. ۱۳۸۰. مطالعه روند تغییرات ژنتیکی صفات تولیدی در گاوهای هلشتاین. اولین سمینار ژنتیک و اصلاح نژاد دام، طیور و آبزیان کشور، ص. ۲۳-۱۸.

۳. مرادی شهر بابک، م. ۱۳۸۰. تداوم شیردهی در گاوهای شیری. مجله علوم کشاورزی ایران ۳۲ : ۱۹۳-۲۰۲.

۴. مرادی شهر بابک، م.، ا. آیت اللهی مهرجردی، ع. نیکخواه، و ا. مقیمی اسفند آبادی ۱۳۸۴. بررسی امکان کاهش دفعات رکوردگیری و نمونه برداری شیر در گاوهای شیرده هلشتاین. مجله علوم کشاورزی ایران ۳۶ : ۴۴۷-۴۵۶.

5. Ali, T.E. and L.R. Schaeffer. 1987. Accounting for covariances among test day milk yield in dairy cows. Can. J. Anim. Sci. 67:637-644.
6. Anang, A., N. Mielenz and L. Schuler, 2002. Monthly model for genetic evaluation of laying hens. II. Random regression. Br. Poult. Sci. 384-390.
7. Brotherstone, S., I. M. S. White and K. Meyer. 2000. Genetic modelling of daily milk yield using orthogonal polynomials parametric curves. Anim. Sci. 70:407-415.
8. Druet, T., F. Jaffrezic, D. Boichard and V. Ducrocq. 2003. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. J. Dairy Sci. 86:2480-2490.
9. Gianola, D. 2000. Statistics in animal breeding. J. the Amer. Statistical Assoc. 95:296-299.
10. Heringstad, B., Y.M. Chang, D. Gianola and G. Klemetsdal. 2003. Genetic analysis of longitudinal trajectory of clinical mastitis in first-lactation Norwegian cattle. J. Dairy Sci. 86:2676-2683.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]

11. Jamrozik, J., G.J. Kistemaker, J.C.M. Dekkers and L.R. Schaeffer. 1997. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. J. Dairy Sci. 80:2550-2556.
12. Jamrozik, J. and L.R. Schaeffer. 1997. Estimation of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. J. Dairy Sci. 80:762-770.
13. Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day model. J. Dairy Sci. 84:2803-2812.
14. Kirkpatrick, M., W.G. Hill and R. Thompson 1994. Estimating the covariance structure of traits during growth ageing illustrated with lactation in dairy cattle. Genet. Res. 64:57-69.
15. Kirkpatrick, M., D. Lofsvold and M. Bulmer. 1990. Analysis of the inheritance selection and evolution of growth trajectories. Genet. 124:979-993.
16. Meyer, K. 1988. DFREML - A set of programs to estimate variance components under an individual animal model. J. Dairy Sci. (Supplement 2) 71:33-34.
17. Meyer, K. 1998a. DFREML User Notes Version 3.0. Animal Genetics and Breeding Unit. University of New England, Armidale, Australia.
18. Meyer, K. 1998b. Modeling 'repeated records: Covariance functions and random regression models to analyse animal breeding data. In Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale, NSW, Australia, 11-16 January, 25:517-520.
19. Meyer, K. 1998c. DXMRR – A program to estimate covariance functions for longitudinal data by restricted maximum likelihood. In Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale, NSW, Australia, 11-16 January, 27:465-466.
20. Meyer, K. and W.G. Hill. 1997. Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or 'repeated records by restricted maximum likelihood. Livestock Prod. Sci. 47:185-200.
21. Pool, M.H. and T.H.E. Meuwissen. 2000. Reduction of the number of parameters needed for a polynomial random regression test day model. Livestock Prod. Sci. 64:133-145.
22. Ptak, E. and L.R. Schaeffer. 1993. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. Livestock Prod. Sci. 34:23-34.
23. Rekaya, R., M. J. Carabano and M.A. Toro. 1999. Use of test day yield for genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. Livestock Prod. Sci. 57:203-217.
24. Rothschild, M.F., C.R. Henderson and R.L. Quaas. 1979. Effects of selection on variances and covariances of simulated first and second lactations. J. Dairy Sci. 62:996-1002.
25. SAS Institute Inc. 1989. SAS/STAT. User's Guide. Version 6, Fourth Edition, Volume 1 & 2, Cary, NC: SAS Institute Inc.
26. Schaeffer, L.R. and J.C.M. Dekkers. 1994. Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. In Proceedings of the 5th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale, NSW, Australia, 11-16 January, 18:443-446.
27. Smith, C. 1998. Introduction: Current Animal Breeding. *In*: Animal Breeding Technology for the 21st century. Harwood Academic Pub., New Delhi, India.
28. Swalve, H.H. 1995. Test day models in the analysis of dairy production data- a review. Archiv Fur Tierzucht. 38:591-6120.
29. Swalve, H.H. 2000. Theoretical basis computational methods for different test-day genetic evaluation methods. J. Dairy Sci. 83:1115-1124.
30. Tsvetanova, Y. 2004. Linear models for breeding value estimation of dairy cattle based on test day records. Trakia J. Sci. 3:65-69.
31. Uribe, H., L.R. Schaeffer, J. Jamrozik and T.J. Lawlor. 2000. Genetic evaluation of dairy cattle for conformation traits using random regression models. J. Anim. Breed. and Genet. 117:247-259.
32. Van Der Werf, J.H.J., M.E. Goddard and K. Meyer. 1998. The use of covariance functions random regressions for genetic evaluation of milk production based on test day records. J. Dairy Sci. 81:3300-3308.
33. Van Der Werf, J.H.J. and L.R. Schaeffer. 1997. Random Regression in Animal Breeding. Course notes. Centre for Genetic Improvement Livestock, Department of Animal and Poultry Science, University of Guelph, Ontario, Canada.
34. Yang, R., L.R. Schaeffer and J. Jamrozik. 2004. Robust estimation of breeding values in a random regression test-day model. J. Anim. Breed. and Genet. 121: 221-228.
35. Wilmink, J.B.M. 1987. Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. Livestock Prod. Sci. 16:335-348.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-17]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1386.11.40.31.6]