نشریه پژوهش‌های علوم دامی/ جلد ۲۵ شماره ۴/ سال۱۳۹۴

# برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و برخی از اختلالات تولیدمثلی گاوهای شیری در یکی از گله‌های استان آذربایجان‌شرقی

**سارا ابراهیم پورطاهر[1*]، سید عباس رأفت[2]، غلامعلی مقدم[3] و جلیل شجاع[3]**

تاریخ دریافت: ۹۳/۹/۹ تاریخ پذیرش: ۹٤/۷/۵

[1]دانشجوی دکترای گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

[2] دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

[3]استاد گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

[*]مسئول مکاتبه: Email: rafata@tabrizu.ac.ir

**چکیده**

**زمینه مطالعاتی**: در این تحقیق، از ۲۵۵٤ رکورد زایش مربوط به ۱٤۸٤ هلشتاین استفاده شد. **روش کار**: داده‌های مذکور مربوط به یکی از گله‌های استان آذربایجان‌شرقی بوده که طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ جمع‌آوری شده بود. صفات مورد بررسی شامل صفات تولیدی (تولید شیر و چربی در۳۰۵ روز) و اختلالات تولیدمثلی (سخت‌زایی و جفت‌ماندگی) بود. **هدف**: برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مورد بررسی با استفاده از مدل‌های خطی (تولید شیر و چربی ۳۰۵ روز) و آستانه‌ای (سخت زایی و جفت ماندگی) تکرارپذیر حیوانی و آنالیزهای تک و دو صفته انجام شد. **نتایج**: وراثت‌پذیری صفات تولید شیر ۳۰۵ روز و چربی شیر ۳۰۵ روز با آنالیز تک صفته به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۲۳ و تکرارپذیری این صفات به ترتیب ۰/۳۵ و ۰/۲۵ برآورد شد. وراثت‌پذیری سخت‌زایی و جفت‌ماندگی ۰/۰۹ و ۰/۱ و تکرارپذیری آن‌ها ۰/۱۱ برآورد شد. همبستگی ژنتیکی بین صفات تولیدی ۰/۹۸ و بین اختلالات تولیدمثلی ۰/۵۱ برآورد شد. همبستگی‌های ژنتیکی برآورد شده بین صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی در دامنه ۰/۸۵- (چربی شیر ۳۰۵ روز و جفت‌ماندگی) تا ۰/۲۱ (تولید شیر ۳۰۵ روز و سخت‌زایی) بود. **نتیجه‌گیری نهایی**: با توجه به همبستگی نامطلوب بین تولید شیر و سخت‌زایی و همچنین همبستگی مثبت و نسبتاً قوی بین دو اختلال تولیدمثلی طراحی برنامه‌های انتخاب بر اساس ترکیبی از این صفات توصیه می‌گردد. همچنین نادیده گرفتن این روابط بین صفات در برنامه‌های انتخاب در دراز مدت می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد حیوانات داشته باشد.

**واژگان کلیدی**: سخت‌زایی، همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی، وراثت‌پذیری، جفت‌ماندگی

**مقدمه**

منبع اصلی درآمد گله‌داران گاو شیری از طریق فروش شیر تأمین می‌شود. با این وجود صفات دیگری در افزایش بهره‌وری نقش کلیدی بازی می‌کنند. ضررهای اقتصادی درنتیجه اختلالات تولیدمثلی یکی از نگرانی‌های اصلی صنعت گاو شیری در جهان است (کادارمیدین و همکاران ۲۰۰۰). عملکرد تولیدمثلی به عنوان یک جزء حیاتی درافزایش عملکرد تولیدی نقش دارد (پاول و همکاران

۲۰۰۱). اختلالات تولیدمثلی به طور مکرر در دوره‌های شیردهی مختلف در گاو شیری وقوع می‌یابد و این امر منجر به کاهش عملکرد تولیدی و تولیدمثلی در گله‌های گاو شیری می‌گردد (ویرگلیو و همکاران ۲۰۱۲). مدیریت بهتر گله می‌تواند به طور موقت از بروز این اختلالات بکاهد اما این امر باعث افزایش هزینه‌ها می‌گردد بنابراین ترکیبی از مدیریت خوب و انتخاب ژنتیکی برای سلامتی حیوانات راه حل مناسب‌تری در درازمدت است.

سخت‌زایی و جفت‌ماندگی از جمله اختلالات مهم تاثیرگذار بر عملکرد تولیدمثلی می‌باشند. سخت‌زایی به هر گونه کمک در حین زایمان اطلاق می‌گردد و هر گونه اختلال که مانع خروج جفت طی ٦ تا ٢٤ ساعت بعد از زایمان گردد جفت‌ماندگی نامیده می‌شود (جعفر و همکاران ۲۰۱۰ و سوایفای ۲۰۰۳). سخت‌زایی و جفت‌ماندگی از صفات مهم اقتصادی در صنعت گاو شیری می‌باشند. سخت‌زایی ۵۰ درصد مرگ و میر گوساله‌ها را در زمان تولد به خود اختصاص می‌دهد (می و همکاران ۲۰۰۸) و جفت‌ماندگی در ۱۰ الی ۱۵ درصد زایمان‌ها بروز می‌یابد (جولین و همکاران ۱۹۷٦).

ارزیابی‌های ژنتیکی در سطح ملی برای گاوهای هلشتاین در ایالات متحده آمریکا از سال ۱۹۸۰ میلادی آغاز شده است (اولسون و همکاران ۲۰۰۹). وراثت‌پذیری گزارش شده در مطالعه اولسون وهمکاران (۲۰۰۹) برای سخت-زایی ۰/۰٦ می‌باشد. ون‌دروپ و همکاران (۱۹۹۸) میزان وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی را در دوره اول شیردهی گاوها ۰/۰۲ گزارش کرده‌اند. قربانی و خسروی‌نیا (۲۰۰۰) میزان وراثت‌پذیری تولید شیر و چربی شیر را ۰/۲۵ و برای صفت درصد چربی ۰/٤٥ تا ۰/٥٥ گزارش کرده‌اند. هوجر و همکاران (۲۰۰۱) وراثت‌پذیری تولید شیر و چربی شیر را به ترتیب ۰/۳٤٥ و ۰/۳۷۹ گزارش کردند. فیشر و همکاران (۲۰۰۱) رابطه تولید شیر و جفت‌ماندگی را با مدل رگرسیون لوجیستیک بررسی کرده و دریافتند که تولید شیر در دوره شیردهی فعلی رابطه غیر معنی‌داری با بروز جفت‌ماندگی داشته ولی تولید شیر دوره شیردهی قبلی ارتباط معنی‌دار و مثبت با جفت‌ماندگی دارد. مطالعه ویرگلیو و همکاران (۲۰۱۲) نشان داد تولید شیر باعث افزایش بروز جفت‌ماندگی می‌شود و همچنین بروز سخت-زایی باعث کاهش مقدار تولید شیر به میزان ۷۰۳/٦ کیلوگرم می‌شود.

رویال و همکاران (۲۰۰۰) گزارش کردند که روند فنوتیپی تولیدمثل نمایانگر کاهش یک درصد نرخ باروری در هر سال می‌باشد و از طرفی همبستگی ژنتیکی نامطلوب بین صفات تولیدی و تولیدمثلی به این معنا است که مؤثرترین راه برای کاهش و یا متوقف نمودن روند نزولی راندمان تولیدمثلی، استفاده از شاخص انتخاب چند صفتی است که در آن پیشرفت ژنتیکی چند صفت به طور همزمان صورت می‌گیرد. بنابراین هدف از این تحقیق برآورد پارامترهای ژنتیکی وراثت‌پذیری، تکرارپذیری و همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی مربوط به صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی در یکی از گله‌های استان آذربایجان‌شرقی بود.

## مواد و روش‌ها

### اطلاعات مورد استفاده

در این مطالعه از ۲٥٥٤ رکورد زایش از ۱٤۸۲ گاو هلشتاین مربوط به گله آذرنگین از استان آذربایجان-شرقی که از تاریخ یکم فروردین سال ۱۳۸۸ الی یکم فروردین سال ۱۳۹۲ جمع‌آوری شده بودند استفاده شد. اطلاعات مربوط به اختلالات تولیدمثلی از دفاتر مامایی گله مربوطه استخراج شد و برای صفات تولیدی از اطلاعات جمع‌آوری شده توسط جهاد کشاورزی استان آذربایجان‌شرقی استفاده شد. اطلاعات مربوط به شجره حیوانات نیز از مرکز اصلاح نژاد کل کشور تهیه شد. ویرایش‌های انجام شده بر روی داده‌ها بدین صورت انجام گرفت: ۱) به حیوانات بیمار کد ۱ و به حیوانات سالم کد صفر تعلق گرفت و ۲) حداکثر شکم‌زایش ۱۱ شکم بود که به دلیل اطلاعات کم در شکم‌های بالاتر، شکم‌های زایش بالاتر از ٦ از داده‌ها حذف شد.

صفات مورد بررسی در این تحقیق شامل صفات تولیدی (تولید شیر و چربی شیر در ۳۰۵ روز) و اختلالات تولیدمثلی (سخت‌زایی و جفت‌ماندگی) بود. به منظور یافتن مدل آماری مناسب و شناسایی اثرات ثابت تاثیرگذار بر اختلالات تولیدمثلی از رویه‌ی رگرسیون لجیستیک[1] و برای صفات تولیدی ازمدل خطی نرم افزار SAS نسخه ۹/۲ استفاده شد. اثرات مورد بررسی برای آزمون معنی-داری شامل اثرات فصل گوساله‌زایی، شکم زایش، سال گوساله‌زایی، اثر متغیر کمکی[2] سن در هنگام زایش و متغیر کمکی تولید شیر ۳۰۵ روز (فقط برای اختلالات تولیدمثلی) بودند. به منظور آنالیز ژنتیکی داده‌ها از نرم-افزار ASReml (گیلمور و همکاران ۱۹۹۸) استفاده شد. پارامترهای برآورد شده توسط این نرم‌افزار شامل وراثت‌پذیری، تکرارپذیری و همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی بودند. بعد از آزمون معنی‌داری اثرات فصل گوساله‌زایی، شکم زایش، سن در هنگام زایش برای سخت‌زایی معنی‌دار شدند ($P<0/01$) و اثرات شکم زایش و تولید شیر ۳۰۵ روز برای جفت‌ماندگی معنی‌دار شدند ($P<0/05$). با توجه به نتایج آزمون معنی-داری برای صفات تولیدی نیز اثرات سال زایش، شکم زایش، فصل زایش و اثر متغیر کمکی سن در هنگام زایش معنی‌دار شدند ($P<0/01$).

**مدل آماری مورد استفاده برای اختلالات تولیدمثلی**

به منظور آنالیز تک صفته اختلالات تولیدمثلی از مدل آستانه‌ای با رویه لوجیت استفاده شد.

$$\eta = X\beta + Zu + Wp + e$$

$\eta$: بردار لوجیت از رویدادهای مشاهده شده، $\beta$: بردار اثرات ثابت که شامل فصل گوساله‌زایی، شکم زایش، سن در هنگام زایش برای سخت‌زایی و اثر شکم‌زایش و تولید شیر ۳۰۵ روز برای جفت‌ماندگی می‌باشد. u: بردار اثر ژنتیک افزایشی حیوان، p: عوامل تصادفی محیط دائمی حیوان، X، Z و W: ماتریس‌های طرح که به ترتیب بردار اثرات ثابت، بردار اثرات تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان و بردار اثرات تصادفی محیط دائمی حیوان را به بردار مشاهدات مرتبط می‌کنند و e: بردار اثرات تصادفی باقیمانده می‌باشد.

مدل آماری مورد استفاده برای صفات تولیدی

برای آنالیز صفات تولیدی که دارای توزیع نرمال می-باشند از مدل خطی استفاده شد. مدل مربوط به آنالیز تک صفته با مدل تکرارپذیر حیوانی به شکل زیر می‌باشد:

$$y = X\beta + Zu + Wp + e$$

در این مدل y: بردار مشاهدات مربوط به صفات تولیدی، X: ماتریس طرح که اثرات ثابت را به بردار مشاهدات وصل می‌کند، b: بردار اثرات ثابت مدل که شامل سال زایش، شکم زایش، فصل زایش و اثر متغیر کمکی سن در هنگام زایش می‌باشد، Z و W: ماتریس طرح که به ترتیب اثرات تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان و محیط دائمی حیوان را به بردار مشاهدات وصل می‌کنند، u: بردار اثر تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان، p: عوامل تصادفی محیط دائمی حیوان و e: بردار اثرات تصادفی باقیمانده در مدل است.

**مدل آماری مورد استفاده برای آنالیز دو صفته**

$$y_{ijkl} = \mu + S_k + Year_j + L_k + \beta.AGE_i + a_i + p_i + e_{ijkl}$$

مدل بکار رفته مدل تکرارپذیر حیوانی می‌باشد. $y_{ijkl}$رکورد lام مربوط به حیوان iام از صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی می‌باشد. $\mu$ میانگین کل، $a_i$ اثر تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان، $p_i$ اثر تصادفی محیط دائمی حیوان، $AGE_i$ اثر متغیر کمکی سن در هنگام زایش، $\beta$ ضریب رگرسیون برای سن در هنگام زایش، $S_k$ اثر ثابت فصل زایش kام، $Year_j$ اثر ثابت سال زایش jام، $L_k$ اثر ثابت شکم زایش kام و $e_{ijkl}$ اثرات تصادفی باقیمانده می‌باشد. الگوریتم به کار رفته توسط نرم افزار ASReml مدل‌های مختلط خطی تعمیم یافته[3] می‌باشد. فرضیات مدل به کار رفته به شرح زیر می‌باشد:

[1] Logistic regression
[2] Covariate
[3] GLMM

$E(y)= X\beta$ with $u \sim(0,\sigma_a^2 G)$, $p \sim (0,\sigma_p^2 I)$ and $e \sim (0,\sigma_e^2 I)$

در معادله‌ی بالا **y** بردار مشاهدات و **β** بردارا‌ثرات ثابت، **X**ماتریس طرح که اثرات ثابت را به مشاهدات وصل می‌سازد، **u** بردارا‌ثرات تصادفی ژنتیکی، **p** بردارا‌ثرات تصادفی محیط دائم، **e** بردارا‌ثرات تصادفی باقیمانده، **G** ماتریس واریانس و کوواریانس اثرات ژنتیکی و **I** ماتریس واحد می‌باشد.

## نتایج وبحث

### آمار توصیفی صفات مورد بررسی

خلاصه آمار توصیفی صفات تولیدی در جدول ۱ نشان داده شده است. برآورد میانگین وانحراف معیار تولید شیر ۳۰۵ روز در دامنه ۲۵۵۹/۹۸±۷۷۴۷/۵۶ کیلوگرم (دوره شیردهی ششم) تا ۲۳۴۱/۱۸±۹۴۶۴/۹۵ کیلوگرم (دوره شیردهی سوم) بود. فرهنگ‌فر و نعیمی‌پور (۱۳۸۶) میانگین تولید شیر دوره اول شیردهی گاوهای هلشتاین ایران را ۶۴۴۰ کیلوگرم و طغیانی و همکاران (۱۳۸۸) مقدار این میانگین را ۶۵۶۴/۶۵ کیلوگرم گزارش کرده و چوکانی و همکاران (۱۳۸۸) میانگین تولید شیر مربوط به چهار دوره شیردهی گاوهای هلشتاین ایران را در دامنه ۶۳۷۸/۴ کیلوگرم (دوره شیردهی اول) تا ۷۱۲۰/۵ کیلوگرم (دوره شیردهی چهارم) گزارش کردند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت به دلایل مختلف از جمله مدیریت، تغذیه، ظرفیت ژنتیکی، تولید شیر گاوهای مورد بررسی در این پژوهش بالاتر از میانگین تولید شیر گاوهای هلشتاین کشور در سایر مطالعات انجام شده بود.

میانگین و انحراف معیار چربی شیر ۳۰۵ روز در تحقیق حاضر در دامنه ۷۳/۳۲±۲۲۸/۲۵ کیلوگرم (دوره شیردهی ششم) تا ۶۴/۷۳±۲۶۲/۷۰ کیلوگرم بود. این برآوردها بیشتر از مقادیر گزارش شده توسط برخی محققین داخلی (چوکانی و همکاران ۱۳۸۸، فرهنگ‌فر و نعیمی‌پور ۱۳۸۶ و طغیانی و همکاران ۱۳۸۸) بود.

خلاصه آمار توصیفی اختلالات تولیدمثلی در جدول ۲ نشان داده شده است. متوسط وقوع سخت‌زایی و جفت‌ماندگی به ترتیب ۵/۰ و ۲/۱۷ درصد بود که این نتایج مطابق با نتایج جعفر و همکاران (۲۰۱۱) که متوسط بروز سخت‌زایی گاوهای فریزین را ۶/۹ درصد و اسلام و همکاران (۲۰۱۲) که متوسط بروز جفت‌ماندگی مربوط به شش دوره شیرواری گاوهای شیری را ۲/۲۳ درصد گزارش کرده‌اند می‌باشد.

### برآورد وراثت‌پذیری صفات مورد بررسی

برآورد وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفات تولیدی با استفاده از مدل‌های خطی و وراثت‌پذیری و تکرارپذیری اختلالات تولیدمثلی با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای در جدول۳ ارائه شده است. وراثت‌پذیری و تکرارپذیری تولید شیر ۳۰۵ روز در تحقیق حاضر به ترتیب ۰/۰۷±۰/۳۳ و۰/۰۳±۰/۳۵ برآورد شد. وراثت‌پذیری تولید شیر ۳۰۵ روز گاوهای شیری هلشتاین در پژوهش‌های فرهنگ‌فر و نعیمی‌پور (۱۳۸۶) و طغیانی و همکاران (۱۳۸۸) در محدوده ۰/۱۹ تا ۰/۳۴ گزارش شده است که با نتیجه بدست آمده در تحقیق حاضر مطابقت دارد. تکرارپذیری تولید شیر در سایر مطالعات در محدوده ۰/۵۵ تا ۰/۵۸ گزارش شده است (کادارمیدین و همکاران ۲۰۰۰).

وراثت‌پذیری و تکرارپذیری چربی شیر ۳۰۵ روز در این مطالعه به ترتیب ۰/۰۵±۰/۲۳ و ۰/۰۳±۰/۲۵ به‌دست آمد. سیلوسترو همکاران (۲۰۰۵)، وراثت‌پذیری چربی شیر را ۰/۱۴ گزارش کرده‌اند. کادارمیدین و همکاران (۲۰۰۰) با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای، تکرارپذیری چربی شیر را در محدوده ۰/۵۵ تا ۰/۵۸ گزارش کردند.

**جدول ۱- خلاصه آمار توصیفی صفات تولیدی مربوط به گاوهای هلشتاین یکی از گله‌های استان آذربایجان‌شرقی**

| صفت | شکم زایش | تعداد | میانگین | انحراف معیار | حداقل | حداکثر | ٪ ضریب تغییرات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| شیر ۳۰۵ روز (کیلوگرم) | ۱ | ۹۴۳ | ۸۸۹۷/۷۶ | ۱۶۳۰/۴۶ | ۱۷۹۲/۸۳ | ۱۳۰۵۲/۱۳ | ۱۸/۳۲ |
| | ۲ | ۶۷۰ | ۹۴۱۲/۸۲ | ۲۱۰۵/۹۵ | ۲۲۰۱/۲۰ | ۱۴۹۷۱/۸۰ | ۲۲/۳۷ |
| | ۳ | ۴۰۴ | ۹۴۶۴/۹۵ | ۲۳۴۱/۱۸ | ۲۲۱۳/۲۹ | ۱۶۰۸۷/۹۴ | ۲۴/۷۳ |
| | ۴ | ۲۶۴ | ۹۱۱۷ | ۲۵۳۰/۵۷ | ۱۴۷۱/۵۹ | ۱۶۰۲۵/۰۷ | ۲۷/۷۵ |
| | ۵ | ۱۷۵ | ۸۶۹۸/۳۳ | ۲۶۸۰/۴۲ | ۲۱۸۷/۸۹ | ۱۴۸۰۴/۲۱ | ۳۰/۸۱ |
| | ۶ | ۹۸ | ۷۷۴۷/۵۶ | ۲۵۵۹/۹۸ | ۲۵۲۰/۵۵ | ۱۲۸۷۵/۳۲ | ۳۳/۰۴ |
| چربی شیر ۳۰۵ روز (کیلوگرم) | ۱ | ۹۴۳ | ۲۴۴/۳۰ | ۵۳/۳۲ | ۷۳/۱۱ | ۴۱۳/۱۵ | ۲۱/۸۲ |
| | ۲ | ۶۷۰ | ۲۶۲/۷۰ | ۶۴/۷۳ | ۷۱/۹۵ | ۴۵۸/۵۹ | ۲۴/۶۴ |
| | ۳ | ۴۰۴ | ۲۶۲/۳۸ | ۶۹/۸۱ | ۸۷/۴۳ | ۴۸۶/۸۴ | ۲۶/۶ |
| | ۴ | ۲۶۴ | ۲۵۲/۱۸ | ۷۳/۹۲ | ۵۸/۷۲ | ۴۷۶/۷۶ | ۲۹/۳۱ |
| | ۵ | ۱۷۵ | ۲۳۶/۷۵ | ۷۱/۷۴ | ۷۴/۸۳ | ۴۱۲/۱۴ | ۳۰/۳ |
| | ۶ | ۹۸ | ۲۲۸/۲۵ | ۷۳/۳۲ | ۸۳/۵۰ | ۳۹۸/۴۵ | ۳۲/۱۲ |

**جدول۲- خلاصه آمار توصیفی اختلالات تولیدمثلی مربوط به گاوهای هلشتاین یکی از گله‌های استان آذربایجان‌شرقی**

| اختلال تولید مثلی | شکم زایش | | | | | | میانگین کل |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | |
| تعداد رکورد | ۹۳۹ | ۶۷۵ | ۴۱۳ | ۲۷۱ | ۱۷۱ | ۸۵ | ۲۵۵۴ |
| تعداد سخت‌زایی | ۴۱۵ | ۱۷۸ | ۱۱۱ | ۶۷ | ۴۵ | ۲۶ | ۸۴۲ |
| تعداد جفت‌ماندگی | ۷۷ | ۹۷ | ۷۰ | ۴۴ | ۳۱ | ۱۴ | ۳۳۳ |
| نرخ سخت‌زایی (درصد) | ۱۶/۲۵ | ۶/۹۷ | ۴/۳۵ | ۲/۶۲ | ۱/۷۶ | ۱/۰۲ | ۵/۵ |
| نرخ جفت‌ماندگی (درصد) | ۳/۰۱ | ۳/۸ | ۲/۷۴ | ۱/۷۲ | ۱/۲۱ | ۰/۵۵ | ۲/۱۷ |

به طور کلی برآوردهای وراثت‌پذیری تولیدشیر ۳۰۵ روز نشان می‌دهد که می‌توان با انتخاب دام‌های با ظرفیت ژنتیکی بالاتر و حذف دام‌های با ظرفیت ژنتیکی پایین‌تر، مقدار تولید شیر را افزایش داد. اختلاف بین برآورد وراثت‌پذیری تولید شیر در پژوهش‌های مختلف می‌تواند به دلیل عوامل متعددی نظیر تنوع محیطی، تفاوت در سطح تولید گله، مدیریت گله، مدل آماری مورد استفاده، روش-های برآورد مؤلفه‌های واریانس و کوواریانس و نحوه ویرایش داده‌ها باشد. انتخاب‌های انجام شده طی سالیان متمادی نیز باعث تغییر در اجزای واریانس می‌شود.

وراثت‌پذیری و تکرارپذیری به‌دست آمده در تحقیق حاضر برای سخت‌زایی به ترتیب ۰/۰۳±۰/۰۹ و ۱۱/۰۳±۰/۰ و برای جفت‌ماندگی به ترتیب ۰/۰۴۵±۰/۱ و ۱۱/۰۳±۰/۰ برآورد شد. کادارمیدین و همکاران (۲۰۰۰) وراثت‌پذیری و تکرارپذیری سخت‌زایی را به ترتیب در محدوده ۰/۰۱ تا ۰/۰۳ و ۰/۰۳ تا ۰/۰۸ گزارش کردند. هرینگ استد و همکاران (۲۰۰۵) وراثت‌پذیری جفت‌ماندگی را ۰/۰۸ گزارش کردند.

به طور کلی، وراثت‌پذیری صفات از جمعیتی به جمعیت دیگر متفاوت است، این امر می‌تواند به دلایلی چون تفاوت

در تعداد داده‌های مورد تجزیه و تحلیل ژنتیکی، مدیریت و ظرفیت ژنتیکی دام‌ها باشد. در مجموع وراثت‌پذیری اختلالات تولیدمثلی ضعیف نبوده و در نتیجه می‌توان برنامه‌هایی برای انتخاب ژنتیکی در جهت بهبود گله از لحاظ کاهش اختلالات تولیدمثلی طراحی نمود.

**جدول ۳- وراثت‌پذیری و تکرارپذیری(± اشتباه معیار) صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی با استفاده از تجزیه و تحلیل تک صفته**

| صفت | وراثت‌پذیری | تکرارپذیری |
|---|---|---|
| شیر | ۰/۰±۳۳/۰۷ | ۰/۰±۳۵/۰۳ |
| چربی | ۰/۰±۲۳/۰۵ | ۰/۰±۲۵/۰۳ |
| سخت‌زایی | ۰/۰±۰۹/۰۳ | ۰/۰±۱۱/۰۳ |
| جفت‌ماندگی | ۰/۰±۱/۰٤٥ | ۰/۰±۱۱/۰۳ |

**همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی**

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی در جدول ٤ نشان داده شده است. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و چربی شیر ۳۰۵ روز در تحقیق حاضر مثبت و قوی بوده و به ترتیب ۰/۹۸±۰/۰۰۹ و ۰/۸۸±۰/۰۰۵ برآورد شد که مطابق با مطالعه کادارمیدین و همکاران (۲۰۰۰) می‌باشد که همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و چربی شیر ۳۰۵ روز را به ترتیب ۰/۸۹±۰/۰۰۲ و ۰/۰±۷۲/۰۳ گزارش کرده‌اند. همبستگی قوی و مثبت بین صفات تولیدی بیانگر این امر می‌باشد که انتخاب در جهت تولید شیر بالا افزایش چربی شیر را به همراه خواهد داشت.

**همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین اختلالات تولیدمثلی**

برآورد همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین اختلالات تولیدمثلی در جدول ٤ نشان داده شده است. سخت‌زایی و جفت‌ماندگی دارای همبستگی ژنتیکی قوی و مثبت ۰/۳٦± ۰/۵۱ و همبستگی فنوتیپی مثبت و ضعیف ۰/۰۲٤±۰/۰۳۵ می‌باشند. لین و همکاران (۱۹۸۹) همبستگی ژنتیکی متوسط و مثبتی را بین سخت‌زایی و جفت‌ماندگی گزارش کردند که با نتایج بدست آمده در این تحقیق مطابقت دارد. ارتباط ژنتیکی مثبت و قوی بین سخت‌زایی و جفت‌ماندگی حاکی از این امر می‌باشد که افزایش وقوع سخت‌زایی در گله افزایش وقوع جفت‌ماندگی را به دنبال خواهد داشت و بالعکس، در نتیجه توصیه می‌شود انتخاب ژنتیکی دام‌ها برای دو اختلال تولیدمثلی سخت‌زایی و جفت‌ماندگی همزمان انجام گیرد.

**همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی**

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی در جدول ٤ نشان داده شده است. همبستگی ژنتیکی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و سخت-زایی متوسط و مثبت ۰/۲۱±۰/۰٤۲ و همبستگی فنوتیپی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و سخت‌زایی ضعیف و مثبت ۰/۰±۰۳٦/۰۲ برآورد شد. کادارمیدین و همکاران (۲۰۰۰) همبستگی ژنتیکی بین تولید شیر و سخت‌زایی را ۰/۰±۰۱۵/۰۱۱ گزارش کردند.

همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و جفت‌ماندگی منفی بوده و به ترتیب ۰/۳±۰/۵۲- و ۰/۰±۰۹٦/۰۲٦- برآورد شد. ون دروپ و همکاران (۱۹۹۸) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر و جفت‌ماندگی را به ترتیب ۰/۲۸- و ۰/۰۱- گزارش کردند. کادارمیدین و همکاران همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین تولید شیر و سخت‌زایی را به ترتیب ۰/۱٤ و ۰/۰۱ گزارش کردند. با توجه به همبستگی ژنتیکی مثبت و قوی برآورد شده در تحقیق حاضر بین تولید شیر ۳۰۵ روز و جفت-ماندگی انتخاب ژنتیکی توأم این دو صفت می‌تواند منجر به افزایش تولید و کاهش بروز جفت‌ماندگی در گله شود.

همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین چربی شیر ۳۰۵ روز و سخت‌زایی به ترتیب ۰/۲±۰/۱۱- و ۰/۰۲۵±۰/۰۱۲

برآورد شد. کادارمیدین و همکاران (۲۰۰۰) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین چربی شیر و سخت‌زایی را ۰/۱۳ و ۰/۰۱۲ گزارش کردند. همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین چربی شیر ۳۰۵ روز و جفت‌ماندگی نیز به ترتیب ۰/۲۷±۰/۸۵- و ۰/۰۳±۰/۱۷- برآورد شد. همبستگی ژنتیکی منفی و قوی بین چربی شیر ۳۰۵ روز و جفت-ماندگی نشان می‌دهد که انتخاب در جهت کاهش بروز جفت‌ماندگی در گله باعث افزایش چربی موجود در شیر خواهد شد.

در مجموع در تحقیق حاضر همبستگی ژنتیکی متوسط تا قوی بین صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی برقرار است. همبستگی ژنتیکی مثبت بین تولید شیر ۳۰۵ روز و سخت‌زایی بیانگر این امر می‌باشد که انتخاب یک طرفه در جهت افزایش تولید شیر باعث افزایش وقوع سخت‌زایی در گله خواهد شد. همبستگی ژنتیکی قوی و مثبت بین سخت-زایی و جفت‌ماندگی با توجه به همبستگی منفی بین تولید شیر ۳۰۵ روز و جفت‌ماندگی نشانگر این امر است که افزایش وقوع سخت‌زایی یکی از عوامل اصلی افزایش وقوع جفت‌ماندگی در گله می‌باشد که این نتیجه مطابق با مطالعه اسلام و همکاران (۲۰۱۲) می‌باشد که سخت‌زایی را عامل افزایش وقوع جفت‌ماندگی گزارش کردند.

**جدول ۴- وراثت‌پذیری ، همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی**(± اشتباه معیار) **بین صفات مورد بررسی با استفاده ازمدل‌های خطی تکرارپذیر دو صفته. قطر جدول: وراثت‌پذیری صفات، بالای قطر: نشان دهنده همبستگی ژنوتیپی و پایین قطر: نشان دهنده همبستگی فنوتیپی بین صفات**

| صفات | شیر ۳۰۵ روز | چربی ۳۰۵ روز | سخت‌زایی | جفت‌ماندگی |
|---|---|---|---|---|
| شیر ۳۰۵ روز | ۰/۲۷±۰/۰۴ | ۰/۹۸±۰/۰۰۹ | ۰/۲۱±۰/۰۴۲ | -۰/۵۲±۰/۳ |
| چربی شیر۳۰۵ روز | ۰/۸۸±۰/۰۰۵ | ۰/۲۲±۰/۰۴ | -۰/۱۱±۰/۲ | -۰/۸۵±۰/۲۷ |
| سخت‌زایی | ۰/۰۳۶±۰/۰۲ | **۰/۰۱۲±۰/۰۲۵** | ۰/۰۹۴±۰/۰۳ | ۰/۵۱±۰/۳۶ |
| جفت‌ماندگی | **-۰/۰۹۶±۰/۰۲۶** | -۰/۱۷±۰/۰۳ | ۰/۰۳۵±۰/۰۲۴ | ۰/۰۳۴±۰/۰۲۶ |

**نتیجه گیری کلی و پیشنهادها**

به طور کلی نتایج مربوط به همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی و همچنین بین دو اختلال تولیدمثلی نشان‌دهنده همبستگی‌های متوسط تا قوی می‌باشد. نادیده گرفتن روابط ژنتیکی بین صفات تولیدی و اختلالات تولیدمثلی در برنامه‌های انتخاب در دراز مدت می‌تواند تاثیر منفی بر عملکرد تولیدی و تولیدمثلی حیوانات داشته باشد. بنابراین چنانچه در برنامه‌های اصلاح نژادی گاو، سودآوری گله از طریق افزایش ظرفیت ژنتیکی عملکرد تولید و تولیدمثلی حیوانات مدنظر باشد، با توجه به همبستگی ژنتیکی برآورد شده در این تحقیق، برنامه اصلاح ژنتیکی دام باید براساس یک شاخص انتخاب که در آن ارزش اصلاحی حیوانات برای صفات مهم اقتصادی گنجانده شده است، تنظیم شود.

**سپاسگزاری**

از مسئولین محترم مرکز جهاد کشاورزی استان آذربایجان‌شرقی و مدیریت محترم گاوداری آذرنگین به واسطه در اختیار قرار دادن اطلاعات مورد نیاز، کمال تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

**منابع مورد استفاده**

قربانی غ ر و خسروی نیا ح ا، ۱۳۷۹. اصول پرورش گاو های شیرده (ترجمه)، انتشارات دانشگاه صنعتی اصفهان.

Chookani A, Dadpasand M, Mirzaei H, Rokouii M and SayadNezhad MB, 2009. An Estimation of Genetic Parameters for some Reproductive Traits and their Relationships to Milk Yield in Iranian Holstein Cattle. Iranian J Anim Sci 40: 53-61.

Fleischer F, Metzner M, Beyerbach M, Hoedemaker M and Klee, 2001. The relationship between milk yield and the incidence of some diseases in dairy cows. J Dairy Sci 84: 2025-2035.

Gaafar HMA, Shamiah SHM, Shitta AA and Ganah HAB, 2010. Factors affecting retention of placenta and its influence on postpartum reproductive performance and production in Friesian cows. J Anim Sci 43: 6-12.

Gaafar HMA, Shamiah SHM, Abu El-Hamd MA, Shitta AA and Tag El-Din MA, 2011. Dystocia in Friesian cows and its effects on postpartum reproductive performance and milk production. Trop Anim Health Prod 43: 229-234.

Gilmour AR, Cullis BR, Welham SJ and Thompson R, 1998. ASREML user's manual. New South Wales Agriculture, Orange Agricultural Institute, Orange, NSW, Australia.

Heringstad B, Chang YM, Gianola D and Klemetsdal G, 2005. Genetic analysis of clinical mastitis, milk fever, ketosis, and retained placenta in three lactations of Norwegian red Cows. J Dairy Sci 88: 3273-3281.

Hooijer GA, Lubbers RBF, Ducrovan BJ, Arendonk JAM, Kaal-Lansbergen LMT and vanderlende T, 2001. Genetic parameters for cystic ovarian disease in Dutch black and white dairy cattle. J Dairy Sci 84: 286-291.

Islam MH, Sarder MJU, Rahman M, Kader MA and Islam MA, 2012. Incidence of retained placenta in relation with breed, age, parity and body condition score of dairy cows. International J Nat Sci 2: 15-20.

Julien WE, Conrad HR, Jones JE and Moxon AL, 1976. Selenium and vitamin e and incidence of retained placenta in parturient dairy cows. J Dairy Sci 59: 1954-1959.

Kadarmideen HN, Thompson R and Simm G, 2000. Linear and threshold model genetic parameters for disease, fertility and milk production in dairy cattle. J Anim Sci 71: 411-419.

Lin HK, Oltenacu PA, Van Vleck LD, Erb HN and Smith RD, 1989. Heritabilities of and genetic correlations among six health problems in Holstein cows. J Dairy Sci 72: 180-186.

Mee JF, Berry DP and Cromie AR, 2008. Prevalence of, and risk factors associated with, perinatal calf mortality in pasture-based Holstein-Friesian cows. Animal 2: 613-620.

Olson KM, Cassell BG, McAllister AJ And Washburn SP, 2009. Dystocia, stillbirth, gestation length, and birth weight in Holstein, Jersey, and reciprocal crosses from a planned experiment. J Dairy Sci 92: 6167-75.

Paul M, Fricke R and Shaver D, 2001. Managing reproductive disorders in dairy cows. The Babcock Institute University of Wisconsin. J Reprod Genet 603: 2-3.

Royal MD, Darwash AO, Flint APF, Webb R, Woolliams JA and Lamming, G.E, 2000. Declining fertility in dairy cattle: changes in traditional and endocrine parameters of fertility. J Anim Sci 70: 487-501.

SAS, Version 9.2, 2009. Help and Documentation, Cary, NC: SAS Institute Inc. Silvestre, A.M, Petim-Batista, F. and Colaco, J, 2005. Genetic parameter estimates of Portuguese dairy cows for milk, fat, and protein using a spline test-day model. J Dairy Sci 88: 1225-1230.

Swiefy AS, 2003. Effect of retained placenta on postpartum reproduction performance of Frisian cows. Egyptian. J Anim Prod 40: 111-121.

Van Drop TE, Dickers JCM, Martin SW and Noodhuizen JPTM, 1998. Genetic parameters of health disorders, and relationships with 305-day milk yield and conformation traits of registered Holstein cows. J Dairy Sci 81: 2264-2270.

Virgilio BSF, Raquel SS, Gustavo DAG, Claudio DT and Thomaz, L. JR, 2012. Association of the occurrence of some diseases with reproductive performance and milk production of dairy herds in southern Brazil. Rev Bras Zoo 41: 467-471.

# Estimation of genetic parameters for production traits and some reproduction disorders of dairy cows in one of the East Azerbaijan herds

**S Ebrahimpourtaher[1*], S A Rafat[2], Gh Moghaddam[3] and J Shoja[3]**

Received: November 30, 2014 Accepted: September 27, 2015

[1]PhD Student, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[2]Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[3]Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[*]Corresponding author: E mail: rafata@tabrizu.ac.ir

**Abstract**

**BACKGROUND:** In this study, 2554 calving records from 1484 Holstein cows were used. **METHODS:** The data were collected from one of the East Azerbaijan herds, during 2009 to 2013. The studied traits were production traits (305 d milk and 305 d fat yields) and reproduction disorders (dystocia and retained placenta). **OBJECTIVES:** Estimation of genetic parameters was performed by repeatability animal linear (305 d milk and 305 d fat yields) and threshold models (dystocia and retained placenta), by single and two-trait analyses. **Results:** Heritability for 305 d milk yield and 305 d fat with single-trait analysis were estimated 0.33 and 0.23, respectively and the repeatability of these traits were estimated 0.35 and 0.25, respectively. Heritability of dystocia and retained placenta were estimated 0.09 and 0.1, respectively and the repeatability for both was estimated 0.11. Genetic correlation between production traits were estimated 0.98 and genetic correlation between reproduction disorders were estimated 0.51. Estimated genetic correlations between production traits and reproduction disorders were from -0.85 (305 d fat and retained placenta) to 0.21 (305 d milk yield and dystocia). **CONCLUSION:** Considering negative genetic correlation between milk production and dystocia and a relatively strong positive correlation between these two reproductive disorders, planning of selection programs in dairy cows based on a combination of production and reproduction traits is recommendable. Also ignoring these relationships in selection may negatively influence overall performance in a long term.

**Keywords:** Dystocia, Genetic and Phenotype Correlation, Heritability, Retained Placenta