



دانشگاه گیلان، دانشکده دامپزشکی

نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان

جلد اول، شماره سوم، ۱۳۹۲

<http://ejrr.gau.ac.ir>

## برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تداوم شیردهی گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از رگرسیون تصادفی

خبات خیرآبادی<sup>۱</sup>، صادق علیجانی<sup>۲</sup>، سیدعباس رأفت<sup>۲</sup> و غلامعلی مقدم<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup>دانشجوی کارشناسی ارشد گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، <sup>۲</sup>آستادیار و <sup>۳</sup>آستاد گروه

علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۹۱/۴/۱۵؛ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۰/۱۶

### چکیده

مؤلفه‌های (کو)واریانس تولید شیر، چربی و پروتئین نخستین دوره شیردهی ۱۱۳۶۸ رأس گاو شیری هلشتاین ایران با استفاده از مدل‌های روز آزمون رگرسیون تصادفی تک صفتی و روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) برآورد شدند. در این مطالعه برای کل دوره شیردهی واریانس‌های باقی مانده همگن فرض شدند. محدوده وراثت‌پذیری ۳۰۵ روز صفات تولیدی ۲۵ درصد تا ۳۱ درصد برآورد شد و بیشترین همبستگی ژنتیکی بین روزهای مختلف شیردهی برای پروتئین مشاهده شد. یکی از فاکتورهای کلیدی تعیین کننده مقدار کل شیر تولیدی در طی یک دوره شیردهی، تداوم شیردهی است. تداوم شیردهی در گاوهای شیرده یک صفت اقتصادی وراثت‌پذیر و یک مشخصه مهم منحنی شیردهی است. در این تحقیق از پنج معیار متفاوت محاسبه تداوم شامل: (۱) تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روز ۲۹۰ و ۹۰؛ (۲) تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روزهای ۱ تا ۱۰۰ از روزهای ۱۰۱ تا ۲۰۰؛ (۳) اختلاف متوسط ارزش اصلاحی برآورد شده برای روزهای ۲۵۵ تا ۳۰۵ از روزهای ۵۰ تا ۷۰؛ (۴) مجموع اختلاف ارزش‌های اصلاحی برای روزهای ۶۱ تا ۲۸۰ از روز ۶۰؛ (۵) مجموع اختلاف ارزش‌های اصلاحی برای روزهای ۶۰ تا ۲۷۹ از روز ۲۸۰ استفاده شد. وراثت‌پذیری‌ها به عنوان تابعی از زمان محاسبه شدند. وراثت‌پذیری‌های تداوم پروتئین (۳۱-۶ درصد) کمی بالاتر از این مقادیر برای تداوم شیر (۲۸-۷ درصد) و چربی (۲۵-۳ درصد) تولیدی برآورد شد، همچنین همبستگی‌های ژنتیکی بین تداوم و ۳۰۵ روز تولید برای پروتئین و شیر نسبت به آن برای چربی کمی بالاتر برآورد شدند.

**واژه‌های کلیدی:** مدل روز آزمون، رگرسیون تصادفی، پارامترهای ژنتیکی، تداوم شیردهی

مسئول مکاتبه: [sad-ali@tabrizu.ac.ir](mailto:sad-ali@tabrizu.ac.ir)

## مقدمه

در دهه‌های اخیر مهم‌ترین هدف در تولیدات دامی بهبود عملکرد حیوان از طریق برنامه‌های اصلاح نژادی می‌باشد. در ارزیابی گاوهای شیری برای صفات تولیدی، که عمده درآمد بیشتر مزارع لبنی را نیز شامل می‌شوند، لازم است ارزش‌های اصلاحی آن‌ها برآورد شوند. برای برآورد ارزش‌های اصلاحی نیز لازم است پارامترهای ژنتیکی صفات معلوم بوده و یا از طریق مدل‌های مناسب آماری برآورد شوند. در گذشته از عملکرد ۳۰۵ روز گاوهای شیری برای اهداف اصلاحی استفاده می‌شد. عملکرد ۳۰۵ روز حاصل از رکوردهای روز آزمون با استفاده از قوانین نسبتاً ساده سارگنت و همکاران برآورد می‌شود (مرود، ۲۰۰۵). به دلیل محدود بودن تعداد مشاهدات مدل ۳۰۵ روز، برآورد پارامترهای ژنتیکی با این مدل ممکن است با اریبی همراه باشد. علاوه بر این، در این مدل حیوان با دوره شیردهی کوتاه باید حذف شود و یا رکوردهای حاصل از آن‌ها به کل دوره شیردهی بسط داده شود که خود منجر به افزایش اریبی خواهد شد. رکوردهای روز آزمون تحت اثر فاکتورهای محیطی مختلفی قرار دارند، بنابراین در نظر گرفتن این رکوردها به عنوان عملکرد کل دوره دقت برآورد پارامترهای ژنتیکی را کاهش می‌دهد. استفاده از مدل‌های روز آزمون ممکن است برخی از نواقص مدل ۳۰۵ روز را رفع کند. در این مدل بسط دوره شیردهی لازم نبوده و اثرات محیطی برای هر رکورد به صورت جداگانه در محاسبات منظور می‌شود. تاکنون چندین مدل برای برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس رکوردهای روز آزمون مطرح شده است. بیشترین مدل مورد استفاده در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی مدل تکرارپذیر بوده است (بلال و خان، ۲۰۰۹). در این مدل فرض بر این است که رکوردهای روز آزمون برای روزهای مختلف دوره شیردهی به عنوان یک صفت در مدل در نظر گرفته شود، به عبارت دیگر همبستگی ژنتیکی بین روزهای مختلف دوره شیردهی یکسان و یک در نظر گرفته می‌شود. این در حالی است که تحقیقات زیادی مبنی بر وجود تغییر همبستگی‌های ژنتیکی بین روزهای مختلف دوره شیردهی گزارش شده است. بنابراین این مدل برای ارزیابی رکوردهای روز آزمون نمی‌تواند مدلی کارآمد و مناسب باشد. در سال ۱۹۸۲ آنالیز داده‌های تکرار شده در واحد زمان با استفاده از مدل‌های خطی رگرسیون تصادفی توسط هندرسون و آنالیز رکوردهای روز آزمون با استفاده از مدل‌های رگرسیون تصادفی در سال ۱۹۹۴ توسط شیفر و دکرز پیشنهاد شد. در این مدل منحنی مربوط به اثرات تصادفی منظور و برای هر حیوان منحنی‌های جداگانه محاسبه می‌شود. در گذشته تنها از مدل‌های روز آزمون رگرسیون تصادفی برای اثرات ژنتیک افزایشی استفاده می‌شد و محیط دایمی به عنوان مدل

تکرارپذیر در مدل محاسبه می‌شد. در این مدل محاسبه واریانس‌های ژنتیکی به‌ویژه در اواخر دوره شیردهی با اریبی همراه بود. اخیراً مدل‌های روز آزمون رگرسیون تصادفی برای برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس به‌طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. عبدالله‌پور و مرادی شهراباک (۲۰۱۰) با استفاده از مدل روز آزمون رگرسیون تصادفی محدوده وراثت‌پذیری شیر تولیدی گاوهای هلشتاین ایران را ۱۳ تا ۲۱ درصد گزارش کردند که بیشتر از مقدار برآورد شده توسط شادپرور و یزدان شناس در سال ۲۰۰۵ (۱۹-۱۱ درصد) می‌باشد.

منبع اصلی درآمد بیشتر مزارع پرورش گاو شیری مقدار شیر، چربی و پروتئین تولیدی آن‌ها است. به‌طور کلی اگر سود به‌عنوان تابعی از هزینه در نظر گرفته شود کاهش هزینه‌ها به‌منظور بهبود سود گله باید مدنظر قرار گیرد (جنگلر، ۱۹۹۶). فاکتورهای اصلی تعیین‌کننده مقدار کل شیر تولیدی در طی یک دوره شیردهی عبارتند از اوج تولید، تداوم و طول دوره شیردهی (مویر، ۲۰۰۴). تداوم شیردهی در گاوهای شیرده یک صفت اقتصادی وراثت‌پذیر و یک مشخصه مهم منحنی شیردهی می‌باشد (مرادی شهر بابک، ۱۳۷۹). تداوم شیردهی به‌عنوان توان حفظ سطح تولید بعد از اوج تولید تعیین می‌شود. دلیل عمده مناسب بودن حیوانات با منحنی شیردهی مسطح، یا به عبارت دیگر با تداوم شیردهی بالا، در مقایسه با حیوانات دارای مقدار تولید یکسان اما با تداوم شیردهی پایین‌تر کاهش هزینه خوراک مصرفی به‌علت افزایش سهم علوفه مصرفی در جیره غذایی آن‌ها می‌باشد (خورشیدی و همکاران، ۲۰۱۲). جنگلر (۱۹۹۵) اثر بهبود تداوم شیردهی روی کاهش هزینه خوراک مصرفی نسبت به مقدار شیر تولیدی را ۳ درصد گزارش کرد. این مقدار برای بهبود صفات بهداشتی و تولید مثلی ۷ درصد گزارش شده است (جنگلر، ۱۹۹۶). از طرف دیگر گاو با اوج تولید بسیار بالا قادر به تغذیه کافی در اوایل دوره شیردهی نیست و در نتیجه تعادل انرژی منفی منجر به کاهش مقاومت حرارتی و افزایش حساسیت به بیماری خواهد شد. به‌طور کلی بیان شده است که در مقایسه حیوانات با تولید کلی یکسان، تداوم شیردهی حیواناتی بالاتر است که دارای اوج شیردهی پایین‌تر اما منحنی شیردهی مسطح‌تر باشند (جنگلر، ۱۹۹۶). مرادی شهراباک (۲۰۰۱) با استفاده از مدل حیوانی روز آزمون رگرسیون تصادفی تک صفتی وراثت‌پذیری معیارهای مختلف تداوم شیردهی گاوهای هلشتاین ایران را برای مقدار شیر تولیدی ۳۴-۲۴ درصد محاسبه کردند. در حالیکه، این مقدار برای تحقیق خورشیدی و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از سه معیار مختلف ۲۲-۹ درصد گزارش شده است.

اهداف این تحقیق شامل برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس صفات تولیدی و محاسبه تداوم شیردهی گاوهای هلشتاین ایران با استفاده یک مدل حیوانی روز آزمون رگرسیون تصادفی تک صفتی بوده است.

### مواد و روش‌ها

رکوردهای روز آزمون: در این مطالعه از رکوردهای روز آزمون جمع‌آوری شده توسط مرکز اصلاح نژاد کشور برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ استفاده شد. بدین منظور برای ساخت فایل داده‌ها از نرم‌افزارهای FoxPro 9.0، SAS 9.1 و Excel استفاده شد. در این تحقیق گاوهایی که نخستین رکورد آن‌ها پس از ۶۰ روز اول دوره شیردهی ثبت شده بود از فایل داده‌ها حذف و تنها از رکورد حیواناتی استفاده شد که سه بار در روز (MT) ثبت رکورد شده بودند. فواصل بین رکوردها به نحوی تنظیم شد که در نهایت فاصله بین دو رکورد متوالی در فایل داده‌ها حداقل ۱۵ روز و این رکوردها در محدوده زمانی ۵ تا ۳۰۵ دوره شیردهی بوده باشند. به منظور حذف داده‌های نامعقول برای صفات تولیدی شیر (۱ تا ۷۰ کیلوگرم)، چربی (۱/۵ تا ۹ درصد) و پروتئین (۱ تا ۷ درصد) نیز محدودیت‌هایی اعمال شد. سن در موقع زایش بین ۶۶۰ تا ۱۰۰۰ روز محدود شد. برای رده بندی سن در موقع زایش ۳ کلاس سنی (<۸۰۰، ۸۰۰-۹۰۰ و >۹۰۰) و برای فصل زایش ۴ کلاس مشخص (بهار، تابستان، پائیز و زمستان) منظور گردید (زاوادیلا و همکاران، ۲۰۱۱). بطوری‌که در نهایت برای اثر سن - فصل در موقع زایش (AS) ۱۲ کلاس تعیین شد. حداقل تعداد رکورد روز آزمون برای حیوانات دارای رکورد در فایل نهایی ۸ رکورد منظور شد. به منظور اطمینان از ارتباط مناسب بین داده‌ها و کاهش اشتباه برآوردها، حداقل زایش سالانه در هر گله ۱۰ رأس و نیز حداقل تعداد دختران به ازای هر والد نر ۱۰ رأس منظور گردید. فایل داده‌ها در نهایت شامل ۱۰۰،۶۷۹ رکورد روز آزمون نخستین دوره شیردهی حاصل از ۱۱،۳۶۸ گاو شیری هلشتاین بود. به منظور حداکثر استفاده از اطلاعات خویشاوندی در این تحقیق از فایل شجره برای سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ با تعداد ۱۰۹۷۴۶۰ حیوان استفاده شد. برای توصیف منحنی صفات تولیدی از تابع لژاندر درجه ۳ (کیرک پاتریک و همکاران، ۱۹۹۰) استفاده شد.

- 1- Milking time
- 2- Age season of calving

مدل برآورد اجزاء واریانس:

$$y_{ijklt} = yc_i + htd_j + \sum_{m=0}^3 b_{lkm} Z_m + \sum_{n=0}^3 a_{ln} Z_m \sum_{n=0}^3 pe_{ln} Z_m + e_{ijklt} \quad (1)$$

که در این مدل،  $y_{ijklt}$  = رکورد  $t$ امین روز دوره شیردهی (DIM)، مربوط به  $l$ امین حیوان، در  $k$ امین کلاس سن - فصل زایش، برای زیر گروه‌های گله-سال-ماه رکورد برداری (HTD)  $j$ ام، و سال زایش (YC)  $i$ ام؛  $yc_i = t$ امین زیر گروه اثر ثابت سال زایش؛  $htd_j = t$ امین زیر گروه اثر ثابت گله-سال-ماه رکورد برداری؛  $b_{lkm} = t$ امین ضریب رگرسیون ثابت برای  $k$ امین کلاس سن-فصل زایش حیوان  $l$ ام؛  $a_{ln}$  و  $pe_{ln}$  = به ترتیب  $n$ امین ضریب رگرسیون تصادفی ژنتیک افزایشی و محیط دائمی  $l$ امین حیوان؛  $Z_m = t$ امین درجه تابع چند جمله‌ای مربوطه برای  $t$ امین DIM؛ و  $e_{ijklt}$  = اثرات تصادفی باقیمانده است.

برای محاسبه روز شیردهی استاندارد شده ( $d_t$ ) از رابطه زیر استفاده شد:

$$d_t = \left( \frac{2 \times (d_t - d_{min})}{d_{max} - d_{min}} \right) - 1 \quad (2)$$

که  $d_{min}$  و  $d_{max}$  به ترتیب حداقل و حداکثر روزهای شیردهی؛ و  $d_t$   $t$ امین روز دوره شیردهی می‌باشند. برای  $t$ امین روز استاندارد شده شیردهی ( $d_t$ )،  $n$ امین چند جمله‌ای لژاندر به این صورت زیر تعریف شده است (باکوسن و همکاران، ۲۰۰۲).

$$P_n(t) = \frac{1}{2^n} \sqrt{\frac{2n+1}{2}} \cdot \sum_{m=0}^{\lfloor \frac{n}{2} \rfloor} (-1)^m \binom{n}{m} \binom{2j-2m}{n} (t)_n^{-2m} \quad (3)$$

بطوریکه سه درجه (چهار ضریب) نخست این چند جمله‌ای، با استنباط از فرمول مذکور عبارت

است از:

$$\Phi_0(x) = \sqrt{\frac{1}{2}} \times (P_0(t)) \quad (4)$$

$$\Phi_1(x) = \sqrt{\frac{3}{2}} \times (P_1(t)) \quad (5)$$

$$\Phi_2(x) = \sqrt{\frac{5}{2}} \times \left( \left( \frac{3}{2} \times (P_1(t))^2 \right) - \left( \frac{1}{2} \right) \right) \quad (6)$$

$$\Phi_3(x) = \sqrt{\frac{7}{2}} \times \left( \left( -\frac{9}{6} \times P_1(t) \right) + \left( \frac{15}{6} \times (P_1(t))^3 \right) \right) \quad (7)$$

که:

$$P_0(t) = 1 \quad (8)$$

$$P_1(t) = d_t \quad (9)$$

الگوریتم: در این تحقیق مؤلفه‌های (کو) واریانس صفات تولیدی با استفاده از مدل روز آزمون رگرسیون تصادفی تک صفتی با روش REML و نرم‌افزار REMLF90 (میستال و همکاران، ۲۰۰۲) برآورد شدند. وراثت‌پذیری به‌عنوان تابعی از روزهای مختلف شیردهی و ۳۰۵ روز دوره شیردهی، به‌ترتیب، با استفاده از معادلات زیر محاسبه شدند (یاکوبسن و همکاران، ۲۰۰۲؛ خورشیدی و همکاران، ۲۰۱۲):

$$h_i^2 = \frac{\sigma_{a(i)}^2}{\sigma_{a(i)}^2 + \sigma_{pe(i)}^2 + \sigma_e^2} \quad (10)$$

$$h_{(305d)}^2 = \frac{\sigma_{a(305)}^2}{\sigma_{a(305)}^2 + \sigma_{pe(305)}^2 + 301 \times \sigma_e^2} \quad (11)$$

که:  $\sigma_{a(i)}^2$  و  $\sigma_{pe(i)}^2$  = به ترتیب واریانس‌های ژنتیک افزایشی و محیط دائمی  $i$ امین روز دوره شیردهی؛  $\sigma_{a(305)}^2$  و  $\sigma_{pe(305)}^2$  = به ترتیب واریانس‌های ژنتیک افزایشی و محیط دائمی کل (۳۰۵ روز) دوره شیردهی؛  $\sigma_e^2$  = واریانس باقی مانده.

تداوم: تداوم را می‌توان به‌عنوان توانایی حفظ سطح تولید بعد از اوج تولید تعریف کرد (جنگلر، ۱۹۹۶). مؤلفه‌های (کو) واریانس برآورد شده با استفاده از مدل‌های روز آزمون رگرسیون تصادفی امکان محاسبه تداوم شیردهی برای نقاط مختلف دوره شیردهی را فراهم می‌سازد. در این تحقیق از ۵ معیار مختلف (P1, P2, P3, P4, P5) جهت محاسبه تداوم شیردهی استفاده شد.

$$P_1 = (EBV_{290} - EBV_{90}) \quad \text{P1: تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روزهای ۲۹۰ و ۹۰}$$

$$P_2 = \sum_{i=101}^{200} EBVi - \sum_{i=1}^{100} EBVi \quad \text{P2: تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روزهای ۱۰۱ تا ۲۰۰ از روزهای ۱ تا ۱۰۰}$$

$$P_3 = \frac{1}{51} \sum_{255}^{305} EBVi - \frac{1}{21} \sum_{50}^{70} EBVi \quad \text{P3: تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روزهای ۲۵۵ تا ۳۰۵ از روزهای ۵۰ تا ۷۰}$$

$$P_4 = \sum_{i=61}^{280} (EBVi - EBV_{60}) \quad \text{P4: تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روزهای ۶۱ تا ۲۸۰ از روز ۶۰}$$

$$P_5: \text{تفاوت ارزش‌های اصلاحی بین روزهای ۶۰ تا ۲۷۹ از روز ۲۸۰}$$

$$P_5 = \sum_{i=60}^{279} (EBVi - EBV280)$$

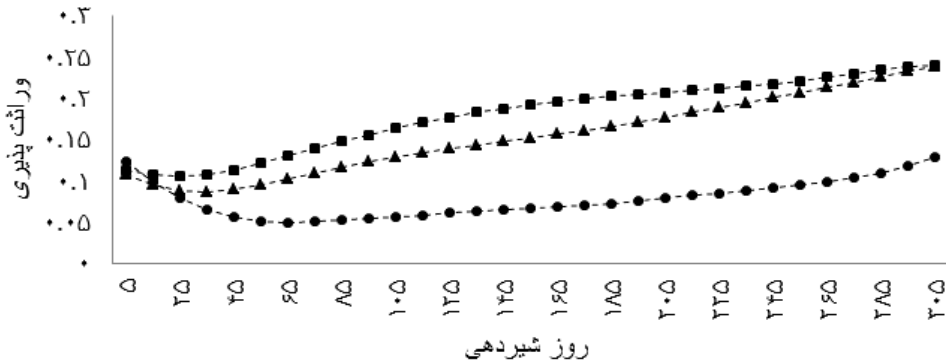
معادله زیر جهت محاسبه تداوم شیردهی هر یک از صفات مورد مطالعه با معیارهای مختلف استفاده شد.

$$h_{(pi)}^2 = \frac{\sigma_{a(pi)}^2}{\sigma_{a(pi)}^2 + \sigma_{pe(pi)}^2 + k \times \sigma_e^2} \quad (12)$$

که:  $\sigma_{a(pi)}^2$  و  $\sigma_{pe(pi)}^2 =$  به ترتیب، واریانس‌های ژنتیک افزایشی و محیط دائمی تأمین معیار محاسبه تداوم شیردهی؛ و  $k =$  اعداد ثابت ۲، ۲۰۰، ۰/۰۶۷۲۲۷، ۴۸۶۲۰ و ۴۸۶۲۰، به ترتیب، برای معیارهای تداوم شیردهی P1، P2، P3، P4 و P5.

## نتایج و بحث

استفاده از مدل‌های روز آزمون رگرسیون تصادفی در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی به عنوان مدل مناسب پیشنهاد شده است (بلال و خان، ۲۰۰۹). در شکل ۱ وراثت‌پذیری‌های برآورد شده برای رکوردهای روز آزمون مختلف دوره شیردهی هر یک از صفات تولیدی شیر، چربی و پروتئین به صورت جداگانه آورده شده است. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، محدوده وراثت‌پذیری‌های برآورد شده برای روزهای مختلف دوره شیردهی صفات تولیدی بین ۵ تا ۲۴ درصد متغیر بود، بطوری که بیشترین و کمترین این مقادیر، به ترتیب، برای صفات شیر (۲۴-۱۰ درصد) و چربی (۱۳-۵ درصد) مشاهده شد، که با محدوده وراثت‌پذیری گزارش شده برای صفت شیر در تحقیق عبدالله‌پور و همکاران (۲۰۱۰) مطابقت دارد. همچنین مقدار وراثت‌پذیری ۳۰۵ روز برای صفات شیر، چربی و پروتئین تولیدی به ترتیب ۲۸، ۲۵ و ۳۱ درصد برآورد گردید که با مقادیر گزارش شده در دیگر تحقیقات انجام شده روی داده‌های مورد استفاده در این تحقیق (شادپرور و یزدان شناس، ۲۰۰۵؛ ساور سفلی و اسکندری نسب، ۲۰۰۸) قابل مقایسه می‌باشد. با این حال نتایج حاصل از این تحقیق برای وراثت‌پذیری کل دوره شیردهی در مقایسه با دیگر تحقیقات انجام شده کمی بالاتر (یوسفی گلوردی و همکاران، ۲۰۱۲؛ همایی و همکاران، ۲۰۰۸) یا کمی پایین‌تر (یاکوبسن و همکاران، ۲۰۰۲) بوده است. علت اصلی این تفاوت‌ها ممکن است ناشی از مدل‌ها و نیز اطلاعات مختلف مورد استفاده در این تحقیقات باشد.



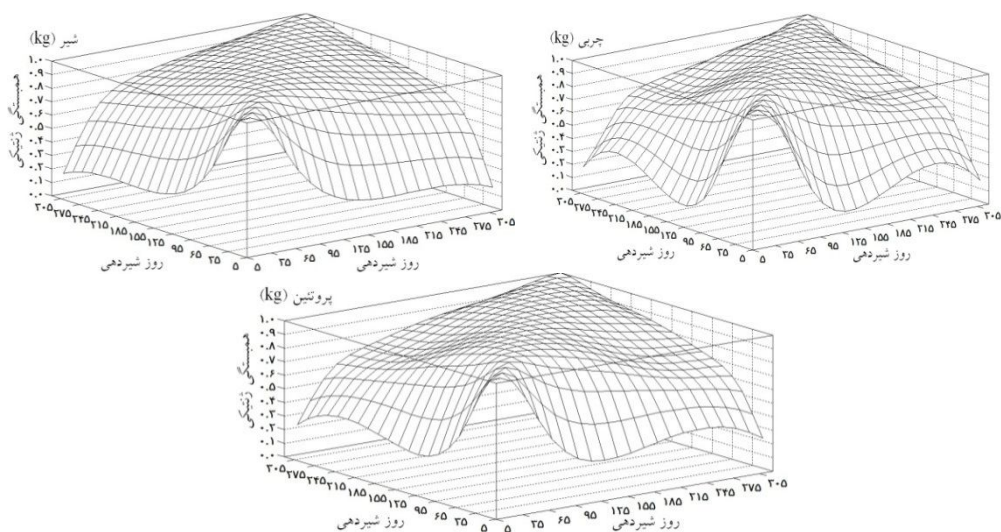
شکل ۱- برآورد وراثت پذیری روزهای مختلف دوره شیردهی صفات شیر(مربع)، چربی(دایره) و پروتئین (مثلث) تولیدی.

در این تحقیق همچنین همبستگی‌های ژنتیکی بین روزهای مختلف دوره شیردهی برای هر یک از صفات تولیدی به صورت جداگانه محاسبه شده است (دی‌گرام ۱). در مورد همه صفات تولیدی مورد مطالعه در این تحقیق، بیشترین این مقادیر (نزدیک به ۱) بین روزهای متوالی بوده و با افزایش فاصله زمانی بین روزهای دوره شیردهی این مقدار به تدریج کاهش می‌یابد. با این حال، بالاترین همبستگی ژنتیکی بین روزهای مختلف دوره شیردهی برای مقدار پروتئین (حداقل ۲۲ درصد) و کم‌ترین آن برای مقدار چربی تولیدی (حداقل ۱۲ درصد) مشاهده شد.

از جمله دیگر مزایای استفاده از مدل روز آزمون رگرسیون تصادفی در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی امکان محاسبه تداوم شیردهی می‌باشد، چرا که با استفاده از این مدل ارزش‌های اصلاحی روزهای مختلف قابل محاسبه می‌باشد. محاسبه تداوم صفات تولیدی در برنامه‌های اصلاحی گاوهای شیری به عنوان یک صفت با اهمیت اقتصادی بالا مطرح می‌باشد (مرادی شهر بابک، ۲۰۰۱). وراثت‌پذیری و همبستگی‌های ژنتیکی محاسبه شده برای معیارهای مختلف محاسبه تداوم شیردهی و ۳۰۵ روز دوره شیردهی صفات تولیدی شیر، چربی و پروتئین در جدول ۱ آورده شده است. بر اساس یافته‌های این تحقیق، وراثت‌پذیری‌های محاسبه شده برای معیارهای مختلف محاسبه تداوم پروتئین کمی بالاتر از این مقادیر برای شیر و چربی تولیدی بوده است. همانطور که نتایج (جدول ۱) نشان می‌دهد محدوده وراثت‌پذیری معیارهای مختلف تداوم محاسبه شده برای صفات تولیدی شیر، چربی و پروتئین، به ترتیب، ۷-۲۶، ۳-۲۳ و ۶-۲۷ درصد می‌باشد. مرادی شهر بابک (۲۰۰۱) با استفاده از ۶



معیار مختلف محاسبه تداوم شیردهی این مقادیر را برای صفات تولیدی شیر و چربی، به ترتیب، ۲۳-۳۴ و ۱۸-۴۲ درصد گزارش کردند که به طور معنی داری بیشتر از مقادیر برآورد شده در این تحقیق می باشد. تفاوت در مدل ها و نیز روش ها و معیارهای مختلف محاسبه تداوم شیردهی مورد استفاده در این دو تحقیق می تواند تا حدی بیانگر اختلاف در برآوردها باشد. چرا که نتیجه حاصل از تنها معیار مشترک مورد استفاده جهت این برآوردها (معیار ۳۰۵ روز) اختلاف جزئی نشان می دهد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، حداکثر و حداقل وراثت پذیری های محاسبه شده برای صفات تولیدی شیر، چربی و پروتئین به ترتیب برای معیارهای P2 و P2:P5 و P5 و P3 و P4 مشاهده شدند. خورشیدی و همکاران (۲۰۱۲) مقدار وراثت پذیری صفت تولیدی شیر را با استفاده از معیارهای P1 و P5، مقداری بزرگتر ولی برای P3 همان مقدار محاسبه شده در این تحقیق را گزارش کردند. وراثت پذیری های محاسبه شده برای صفات تولیدی شیر و پروتئین با استفاده از معیارهای P2، P4 و P5 اختلاف جزئی از مقادیر گزارش شده در تحقیق یاکوبسن و همکاران (۲۰۰۲) را نشان می دهد. به طور کلی، دلیل عمده تفاوت ها می تواند ناشی از مدل و اطلاعات مختلف مورد استفاده بوده باشد.



شکل ۱- همبستگی ژنتیکی روزهای مختلف دوره شیردهی برای صفات تولیدی شیر، چربی و پروتئین.

## خبات خیرآبادی و همکاران

مناسب‌ترین معیار تداوم شیردهی، معیاری است که دارای وراثت پذیری و واریانس ژنتیکی بالا و همبستگی ژنتیکی پایین با ۳۰۵ روز تولید باشد (یاکوبسن و همکاران، ۲۰۰۲). بر اساس یافته‌های این تحقیق بین معیارهای متفاوت مورد استفاده برای محاسبه تداوم صفات تولیدی شیر، چربی و پروتئین، به ترتیب، معیارهای P2، P3 و P2 برای شرایط ایران پیشنهاد می‌شود. اگرچه خورشیدی و همکاران (۲۰۱۲) برای شرایط ایران معیار P3 را برای محاسبه تداوم صفت شیر پیشنهاد دادند اما این ممکن است در نتیجه استفاده از معیارهای متفاوت (عدم استفاده از معیار P2) و یا تفاوت در اطلاعات مورد استفاده بوده باشد. چرا که در این تحقیق نیز بالاترین مقدار وراثت‌پذیری برای صفت شیر بعد از معیار P2 مربوط به معیار P3 می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود (جدول ۱) مقادیر وراثت‌پذیری محاسبه شده برای معیارهای مختلف تداوم و ۳۰۵ روز، در مورد تمام صفات تولیدی مورد مطالعه، از هم متفاوت می‌باشد. بنابراین به نظر می‌رسد استفاده از اطلاعات حاصل از معیارهای مختلف جهت محاسبه تداوم شیردهی مناسب باشد.

جدول ۱- وراثت‌پذیری و همبستگی‌های ژنتیکی معیارهای مختلف تداوم و ۳۰۵ روز صفات تولیدی.

| معیار   | وراثت پذیری | P1 | P2   | P3   | P4   | P5    | ۳۰۵ روز |
|---------|-------------|----|------|------|------|-------|---------|
| P1      | ۰/۰۹        | ۱  | ۰/۵۴ | ۰/۹۶ | ۰/۷۷ | -۰/۹۸ | ۰/۳۸    |
| P2      | ۰/۲۶        |    | ۱    | ۰/۷۵ | ۰/۹۳ | -۰/۳۸ | ۰/۶۱    |
| P3      | ۰/۲۲        |    |      | ۱    | ۰/۹۱ | -۰/۸۹ | ۰/۴۸    |
| P4      | ۰/۰۹        |    |      |      | ۱    | -۰/۶۳ | ۰/۵۵    |
| P5      | ۰/۰۷        |    |      |      |      | ۱     | -۰/۳۰   |
| ۳۰۵ روز | ۰/۲۸        |    |      |      |      |       | ۱       |
| P1      | ۰/۰۳        | ۱  | ۰/۲۹ | ۰/۹۴ | ۰/۶۵ | -۰/۹۷ | ۰/۴۱    |
| P2      | ۰/۲۳        |    | ۱    | ۰/۶۰ | ۰/۸۷ | -۰/۱۳ | ۰/۲۶    |
| P3      | ۰/۲۲        |    |      | ۱    | ۰/۸۷ | -۰/۸۵ | ۰/۴۲    |
| P4      | ۰/۰۳        |    |      |      | ۱    | ۰/۴۸  | ۰/۳۵    |
| P5      | ۰/۰۳        |    |      |      |      | ۱     | -۰/۳۷   |
| ۳۰۵ روز | ۰/۲۵        |    |      |      |      |       | ۱       |
| P1      | ۰/۰۹        | ۱  | ۰/۵۲ | ۰/۹۷ | ۰/۸۱ | -۰/۹۸ | ۰/۴۸    |
| P2      | ۰/۲۳        |    | ۱    | ۰/۷۰ | ۰/۸۸ | -۰/۴۱ | ۰/۶۲    |
| P3      | ۰/۲۷        |    |      | ۱    | ۰/۹۲ | -۰/۹۳ | ۰/۵۵    |
| P4      | ۰/۰۶        |    |      |      | ۱    | -۰/۷۰ | ۰/۵۹    |
| P5      | ۰/۰۷        |    |      |      |      | ۱     | -۰/۴۳   |
| ۳۰۵ روز | ۰/۳۱        |    |      |      |      |       | ۱       |

## تشکر و قدردانی

بدین وسیله نویسنده اول مقاله قدردانی خود را از جناب آقایان دکتر عبدالاحد شادپرور و دکتر امیر رشیدی بابت راهنمایی‌های ارزنده و همچنین مرکز اصلاح نژاد دام کشور بابت در اختیار گذاردن اطلاعات مورد نیاز اعلام می‌دارد.

## منابع

1. Abdullahpour, R., Moradi Shahrababak, M., Nejati Javaremi, A., and Vaez Torshizi, R. 2010. Genetic analysis of daily milk, fat percentage and protein percentage of Iranian first lactation Holstein cattle. *World Appl Sci*. 10: 1042-1046.
2. Bilal, G., and Khan, M.S. 2009. Use of Test-Day Milk Yield for Genetic Evaluation in Dairy Cattle: A Review. *Pakistan Vet J*. 29: 35-41.
3. Gengler, N., Keown, J.F., and Van Vleck, L.D. 1995. Various persistency measures and relationships with total, partial and peak milk yields. *Revista Brasileira de Genética*. 2: 237-243.
4. Gengler, N. 1996. Persistency of lactation yields: A review. *Interbull Bulletin*. 12: 87-96.
5. Hammami, H., Rekik, B., Soyeurt, H., Ben Gara, A., and Gengler, N. 2008. Genetic parameters for Tunisian Holsteins using a test-day random regression model. *J Dairy Sci*. 91: 2118-2126.
6. Jakobsen, J.H., Madsen, P., Jensen, J., Pedersen, J., Christensen, L.G., and Sorensen, D.A. 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. *J Dairy Sci*. 85: 1607-1616.
7. Khorshidie, R., Shadparvar, A.A., Ghavi Hossein-Zadeh, N., and Joezy Shakalgarabi, S. 2012. Genetic trends for 305-day milk yield and persistency in Iranian Holsteins. *Livestock Science*. 144: 211-217.
8. Kirkpatrick, M., Lofsvold, D., and Bulmer, M. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics*. 124: 979-993.
9. Misztal, I., Tsuruta, S., Strabel, T., Auvray, B., Druet, T., Lee, D.H. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). In: Proc 7th World Congr Genet Appl Livest Prod, Montpellier, France CD-ROM communication 28:07.
10. Moradi Shahrababak, M. 2001. Persistency in dairy cattle, Iranian Holstein. *Iranian J. Agric. Sci*. 32: 1.
11. Mrode, R.A. 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. Second Edition. CABIPublishing. 344p.
12. Muir, B.L. 2004. Genetics of lactation persistency and relationships with reproductive performance in Holsteins. Ph.D. Dissertation. Univ. Guelph, ON, Canada.

13. SAS Institute Inc 2003. SAS 9.1.3 Help and documentation, Cary, NC: SAS Institute Inc.
14. Savar Sofla, S., and Pasha Eskandari Nasab, M. 2008. Estimation of genetic parameters of production traits of Holstein cows in different climate regions of Iran. *J. Agric. Sci. Natur. Resour.* Vol. 15(3).
15. Shadparvar, A.A., and Yazdanshenas, M.S. 2005. Genetic parameters of milk yield and milk fat percentage test-day records of Iranian Holstein cows. *Asian-Aust J Anim Sci.* 18: 1231-1236.
16. Yousefi-Golverdi, A., Hafezian, H., Chashnidel, Y., and Farhadi, A. 2012. Genetic parameters and trends of production traits in Iranian Holstein population. *African J Biotech.* 11: 2429-2435.
17. Zavadilová, L., Wolf, J., Štípková, M., Němcová, E., and Jamrozik, J. 2011. Genetic parameters for somatic cell score in the first three lactations of Czech Holstein and Fleckvieh breeds using a random regression model. *Czech Journal of Animal Science.* 56: 251-260.



Gorgan University of Agricultural  
Sciences and Natural Resources

*J. of Ruminant Research*, Vol. 1 (3), 2013

<http://ejrr.gau.ac.ir>

## **Estimation of Genetic Parameters of Production Traits and Persistency of Iranian Holstein cows by Random Regression**

**K. Kheirabadi<sup>1</sup>, <sup>1</sup>S. Alijani<sup>2</sup>, S.A. Rafat<sup>2</sup> and Gh. Moghaddam<sup>3</sup>**

<sup>1</sup>M.Sc. Student, Dept. of Animal Sciences, Faculty of Agriculture, Tabriz University

<sup>2</sup>Assistant Prof., and <sup>3</sup>Prof., Dept. of Animal Sciences, Faculty of Agriculture, Tabriz University

Received: 07/06/2012; Accepted: 01/06/2013

### **Abstract**

(Co) variance components of milk, fat and protein yield of 11368 first lactation Iranian Holstein dairy cow were estimated by single trait random regression test-day models and restricted maximum likelihood (REML) method. In this study the homogeneous residual variance was assumed throughout lactation. Estimated heritability for 305-day production traits ranged from 0.25 to 0.31 and the highest genetic correlation between different days in milk was observed for protein yield. Persistency is one of the key factors determines the amount of total milk yield during a lactation period. Persistency is heritable economic trait and an important parameter of lactation curve in dairy cattle. In this research five different persistency measures were included: 1) different between estimated breeding values (EBVs) from d 290 and d 90; 2) different between EBVs from d 1 to 100 from d 101 to 200; 3) different average of EBVs from d 255 to d 305 from d 50 to d 70; 4) summation of different EBVs for d 61 to 280 from d 60; 5) summation of the EBVs from d 60 to 279 as a deviation from d 280, were used. Heritability's as a function of time were calculated. Heritabilities estimated for persistency of protein yield (6-31 percentage) were slightly higher than this values for persistency of milk (7-28 percentage) and fat (3-25 percentage) yield, as well as genetic correlations between persistency and 305-day production were estimated slightly higher for protein and milk yield than thus for fat yield.

**Keywords:** Test day model; Random regression; Genetic parameters; Persistency

---

\*Corresponding Author; Email: [sad-ali@tabrizu.ac.ir](mailto:sad-ali@tabrizu.ac.ir)

