

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولید شیر و چربی در گاوهای هلشتاین با استفاده از رکوردهای روز آزمون

سینما مقدسزاده اهرابی^۱، مرادباشا اسکندری نسب^۱، صادق علیخانی^۲ و مختارعلی عباسی^۳

^۱گروه علوم دامی دانشگاه زنجان، ^۲گروه علوم دامی، دانشگاه تبریز، ^۳عضو هیات علمی مرکز تحقیقات امور دام و آبزیان سازمان

جهاد کشاورزی استان زنجان

تاریخ دریافت: ۸۰/۱۱/۰۵؛ تاریخ پذیرش: ۸۳/۱۰/۲۶

چکیده

رکوردهای روز آزمون تولید شیر و چربی گاوهای هلشتاین زایش اول براساس مدل رگرسیون تصادفی (RR/CF) تک صفتی و روش حداکثر در ستنمایی محدود شده و مورد آنالیز قرار گرفت. رگرسیون‌های ثابت و تصادفی (ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی) طبق چندجمله‌ای‌های لژاندر از روز شیردهی در مدل منظور گردید. جهت برآورد مؤلفه واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی از تابع واریانس درجه ۳ استفاده شد. طبق نتایج حاصل، استفاده از مدلی با درجات برازش ۳ و ۴ به ترتیب برای توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی جهت آنالیز رکوردهای روز آزمون تولید شیر و نیز مدلی با درجه برازش ۳ برای هر دو تابع مذکور جهت آنالیز رکوردهای روز آزمون مقدار چربی مناسب به نظر می‌رسد. حداکثر میزان واریانس باقیمانده برای صفات تولید شیر و چربی در اوایل دوره شیردهی برآورد گردید. حداقل میزان واریانس ژنتیکی افزایشی در مورد صفات تولید شیر و چربی مربوط به اوایل دوره شیردهی و حداکثر مقدار مؤلفه مذکور در ماه هشتم از دوره برآورد گردید. حداقل میزان وارث‌پذیری صفات مورد بررسی مربوط به اوایل دوره شیردهی بود. میزان پارامتر مذکور به سمت اواسط دوره شیردهی افزایش و در حدود ماه هشتم دوره شیردهی در حداکثر میزان خود بوده (۰/۲۸) برای تولید شیر و ۰/۲۲ برای تولید چربی، سپس به سمت انتهای دوره شیردهی کاهش می‌یابد. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی برآورد شده برای هر یک از صفات تولید شیر و مقدار چربی بین روزهای آزمون نزدیک بیش از روزهای آزمون دور از هم بود.

واژه‌های کلیدی: مدل رگرسیون تصادفی، توابع کوواریانس، تولید شیر و چربی، گاوهای هلشتاین

مقدمه

مدل‌های روز آزمون^۱ به عنوان روشی آماری جهت آنالیز رکوردهای ماهانه مربوط به صفات تولیدی گاوهای شیری با هدف حداکثر استفاده از کلیه اطلاعات موجود از هر حیوان و بهبود دقت پیش‌بینی از ارزش اصلاحی

حیوانات پیشنهاد شدند (جامروزیک و همکاران، ۲۰۰۱ و کتونن و همکاران، ۲۰۰۰).

در مدل‌های روز آزمون دو مرحله‌ای یا روش غیرمستقیم رکوردهای روز آزمون پس از تصحیح برای عوامل محیطی (نظیر گروه‌های مدیریتی، روز شیردهی، اثر آبستنی^۲، دفعات دو شش در روز و غیره) به رکوردهای

1- Test day models (TDM)

2- Days in milk (DIM)



رگرسیون تصادفی برآورد شایستگی ژنتیکی حیوانات را در هر یک از روزهای شیردهی ممکن نموده و در حقیقت به مفهوم در نظر گرفتن روزهای مختلف شیردهی به‌عنوان صفات متفاوت است (وندروورف و شفر، ۱۹۹۷). بدین ترتیب با استفاده از این روش می‌توان واریانس ژنتیکی را برای هر روز آزمون و یا مجموعه‌ای از روزهای آزمون در طول دوره شیردهی محاسبه کرد (جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷).

بررسی‌ها نشان داده‌اند مدل رگرسیون تصادفی که در آن ضرایب رگرسیون تصادفی براساس چندجمله‌ای‌های لژاندر برازش شده باشند همان مدل تابع کوواریانس خواهد بود. این یافته منجر به ارائه مدل RR/CF گردید. با اثبات معادل بودن مدل‌های رگرسیون تصادفی و تابع کوواریانس روش جدیدی جهت برآورد توابع کوواریانس با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی ارائه شد. در این روش مؤلفه‌های واریانس - کوواریانس ضرایب رگرسیون تصادفی، تعیین‌کننده تابع کوواریانس موردنیاز جهت برآورد کوواریانس بین هر جفت زمان رکوردگیری خواهند بود. با اثبات این مسئله از طریق یک پارامترسازی مجدد ساده حداکثر درستی محدود شده^۱ از ضرایب توابع کوواریانس با استفاده از رکوردهای روز آزمون و مدل رگرسیون تصادفی برآورد تصادفی برآورد گردید (سوالو، ۲۰۰۰؛ مایر، ۱۹۹۸؛ مایر، ۱۹۹۸؛ وندروورف و همکاران، ۱۹۹۸).

لازم به ذکر است تنها اختلاف موجود بین دو مدل RR و RR/CF این است که در مدل‌های RR/CF از چندجمله‌ای‌های متعامد لژاندر بجای توابع پارامتری توصیف‌کننده منحنی شردگی برای در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی در مدل استفاده می‌شود. در صورت برآورد ضرایب رگرسیون تصادفی براساس چندجمله‌ای‌های لژاندر از روز شیردهی نیاز به پیش فرض برای شکل منحنی شیردهی وجود نخواهد داشت که این امر به‌عنوان یکی از عمده‌ترین مزایای استفاده از

۳۰۵ روزه تصحیح و سپس آنالیز می‌شوند. در حالیکه در مدل‌های روزآزمون یک مرحله‌ای با برازش یک مدل آزمون مناسب رکوردهای روزآزمون به‌طور مستقیم مورد آنالیز قرار می‌گیرند (سوالو، ۲۰۰۰).

مدل‌های تکرارپذیری^۱، رگرسیون ثابت^۲ و چند صفتی از جمله مدل‌های روزآزمون یک مرحله‌ای هستند که پس از چندین سال استفاده جهت آنالیز رکوردهای روزآزمون هر یک بدلیل عدم توجه به بخشی از خصوصیات معلوم صفات قابل رکوردگیری در طول زمان مورد انتقاد قرار گرفته‌اند (تک و شفر، ۱۹۹۳؛ سوالو، ۲۰۰۰؛ مایر، ۱۹۹۸ و وندروورف و شفر، ۱۹۹۷). با توجه به تغییر تدریجی کوواریانس بین رکوردهای در طول زمان رکوردگیری. استفاده از یک تابع کوواریانس^۳ پیشنهاد شده است (وندروورف و شفر، ۱۹۹۷). این روش جهت توصیف ساختار واریانس - کوواریانس ژنتیکی و فتوتیپی رکوردهای تکرار شده از هر حیوان در طول زمان به‌عنوان یک جایگزین مناسب برای مدل چندمتغیره ارائه شده است. برآورد تابع کوواریانس براساس استفاده از چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر^۴ بوده و شامل دو مرحله است که مشروح آن در منابع مربوطه مورد بررسی قرار گرفته است (مایر، ۱۹۹۸).

در مدل رگرسیون تصادفی^۵ به‌عنوان یک مدل آماری دیگر، اثر ژنتیکی افزایشی حیوان با تعدادی ضریب رگرسیون تصادفی جایگزین می‌شود. در این مدل منحنی شیردهی هر حیوان از طریق برازش ضرایب رگرسیون تصادفی برای هر حیوان در مدل منظور می‌گردد (جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷؛ کتونن و همکاران، ۲۰۰۰). منظور کردن شکل خاص منحنی شیردهی هر حیوان در مدل، ارزیابی حیوانات براساس تداوم شیردهی را امکان‌پذیر می‌سازد (جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷؛ شفر و دکرس، ۱۹۹۴). تفکیک ارزش ژنتیکی افزایشی به ضرایب



6- Restricted Maximum Likelihood (REML)

1- Repeability model
2- Fixed regression model (FRM)
3- Covariance function (CF)
4- Orthogonal Legendre polynomials (LP)
5- Random regression model (RRM)

گروه اولیه گردید، با توجه به تعداد مشاهدات در زیر گروه‌ها، ادغام زیرگروه‌های مجاور یا حذف برخی زیر گروه‌های به نحوی صورت گرفت که تعداد مشاهدات در هیچ یک از زیرگروه‌ها کمتر از ۵ مشاهده نباشد. در نتیجه تعداد زیرگروه‌های تاریخ رکوردگیری به ۹۹ زیر گروه کاهش یافت و حداقل تعداد مشاهده در هر زیر گروه ۱۱ مشاهده بود.

مدل دام رگرسیون تصادفی تک صنعتی
مدل استفاده به صورت زیر بود:

$$Y_{ijklmpq} = G_i + M_j + TD_k + S_l + Y_m + \sum_{n=1}^2 b_n (age_{ijklmpq})^n + \sum_{n=0}^k \beta_n \phi_n^*(dim_{ijklmpq}^*) + \sum_{n=0}^{k_1-1} \alpha_{pn} \phi_n^*(dim_{ijklmpq}^*) + \sum_{n=0}^{k_2-1} \gamma_{pn} \phi_n^*(dim_{ijklmpq}^*) + \varepsilon_{ijklmpq}$$

اجزاء مدل عبارتند از: $Y_{ijklmpq}$ هر یک از زکوردهای روزآزمون صفات تولید شیر و چربی، G_i اثر ثابت I امین گروه ژنتیکی که $I=2,1$ (منشأ اسپرم خارجی=۲ و منشأ اسپرم ایرانی=۱)، M_j اثر ثابت J امین زیر گروه دفعات دو شش در روز که $j=1,2$ ، TD_k اثر ثابت K امین تاریخ رکوردگیری که $k=1, \dots, 99$ ، S_l اثر ثابت l امین فصل زایش که $l=1, \dots, 4$ ، Y_m اثر ثابت m امین سال زایش که $m=1, \dots, 10$ ، b_n امین ضریب رگرسیون برای اثر سن زایش، $age_{ijklmpq}$ اثر سن زایش (متغیر کمکی)؛ $(dim_{ijklmpq}^*)$ روز شیری استاندارد شده، $(dim_{ijklmpq}^*)$ n امین چندجمله‌ای لژاندر از روز شیری، β_n امین ضریب رگرسیون ثابت، α_{pn} امین ضریب رگرسیون تصادفی ژنتیکی افزایشی مربوط به p امین حیوان، γ_{pn} امین ضریب رگرسیون تصادفی محیطی دائمی مربوطه به p امین حیوان، k، درجه برازش رگرسیون ثابت ($k=0$)، k_a و k_p ، به ترتیب درجات برازش توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی و $\varepsilon_{ijklmpq}$ اثر تصادفی محیطی یا باقیمانده مربوط به $V_{ijklmpq}$.

RR/CF در مقابل مدل رگرسیون تصادفی اولیه محسوب می‌گردد (مایر، ۱۹۹۸b؛ مایر، ۱۹۹۸c). به علاوه مشخص شده است که در صورت استفاده از مدل رگرسیون تصادفی براساس توابع پارامتری توصیف‌کننده منحنی شیردهی واریانس محیطی دائمی کمتر و واریانس‌های ژنتیکی افزایشی بیش از حد واقعی برآورد می‌گردند. بر همین اساس محققین گزارش کردند مدل رگرسیون تصادفی براساس چندجمله‌ای‌های لژاندر در تجزیه واریانس به عوامل ژنتیکی و غیرژنتیکی بهتر عمل می‌کند، زیرا به نظر می‌رسد در صورت استفاده از توابع پارامتری منحنی شیردهی نظیر تابع علی و شفر بخشی از واریانس محیطی دائمی وارد مؤلفه واریانس ژنتیکی افزایشی شده و در نتیجه، برآورد بالاتر واریانس ژنتیکی در این روش منجر به برآورد بیش از حد واقعی وراثت‌پذیری به‌ویژه در کرانه‌های دوره شیردهی می‌شود (کتونن و همکاران، ۲۰۰۰).

هدف از این مطالعه استفاده از مدل رگرسیون تصادفی (مدل RR/CF) جهت آنالیز رکوردهای روزآزمون تولید شیر و چربی به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مذکور است.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه از میان ۵۶۶۰۱ رکورد روز آزمون صفات تولید شیر و مقدار چربی گاوهای هلشتاین کشت و صنعت خرمدره تعداد ۱۴۶۸۷ رکورد روزآزمون تولید شیر و ۱۴۶۴۱ رکورد روز آزمون تولید چربی مربوط به ۱۸۹۷ رأس گاو هلشتاین زایش اول که دختران ۱۵۴ رأس گاو نر بوده و طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰ زایش کرده بودند جهت تعیین پارامترهای ژنتیکی صفات مذکور استفاده شد.

لازم به ذکر است رکوردهای مورد استفاده مربوطه به روزهای ۵ تا ۳۰۵ اولین دوره شیردهی و سن زایش ۱۸ تا ۳۶ ماهگی بود. همچنین، پس از تعیین زیر گروه‌های مربوط به اثر تاریخ رکوردگیری که منجر به ایجاد ۱۲۶



کوواریانس حاصل می‌شود، که بهبود برازش مدل می‌تواند ناشی از افزایش دقت برآورد مؤلفه واریانس باقیمانده در مراحل مختلف دوره شیردهی باشد (السوری و همکاران، ۱۹۹۹)، بنابراین در مدل‌های مورد بررسی تابع واریانس درجه ۳ برای اثر باقیمانده منظور گردید. در مورد صفت تولید شیر افزایش درجه برازش تابع کوواریانس محیطی دائمی از ۳ به ۴ منجر به افزایش معنی‌دار حداکثر لگاریتم تابع درستنمایی گردید، در حالیکه افزایش درجه برازش تابع کوواریانس ژنتیکی و تجزیه رکوردها براساس مدل ۳ افزایش معنی‌دار لگاریتم تابع درستنمایی نشد. یعنی افزایش لگاریتم تابع درستنمایی در مدل ۳ نسبت به مدل ۱ به دلیل منظور کردن بهتر اثرات محیطی دائمی در مدل بوده و در مورد اثرات ژنتیکی افزایشی درجه برازش کمتر نیز کافی و مناسب است. برای تجزیه رکوردهای موجود نیازی به استفاده از درجه برازش بالاتر نیست. در مورد رکوردهای روزآزمون صفت تولید چربی اختلاف بین ۳ مدل برازش شده معنی‌دار نبود. بدین ترتیب مدل رگرسیون تصادفی با درجات برازش ۳ و ۴ به ترتیب برای توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی ((۴ و ۳)) LP برای تجزیه رکوردهای روزآزمون تولید شیر و درجه برازش ۳ برای هر دو تابع کوواریانس مذکور ((۳ و ۳)) LP برای تجزیه رکوردهای روزآزمون تولید چربی پیشنهاد می‌شود. سایر محققین نیز استفاده از مدل‌های (۴ و ۳) LP، (۵ و ۵) LP، (۴ و ۴) LP، (۳ و ۳) LP و (۴ و ۴) LP را جهت آنالیز رکوردهای روزآزمون تولید شیر براساس مدل رگرسیون تصادفی پیشنهاد کرده‌اند (السوری و همکاران، ۱۹۹۹؛ پیل و همکاران، ۲۰۰۰؛ جامروزیک و همکاران، ۲۰۰۱؛ جنگلر و همکاران، ۱۹۹۹؛ وندروورف و همکاران، ۱۹۹۸).

توابع واریانس درجه ۳ برای صفات تولید شیر و چربی براساس مدل‌های مناسب مربوطه و با توجه به رابطه ۲ به ترتیب زیر برآورد شدند.

مؤلفه واریانس باقیمانده از طریق یک تابع واریانس^۱ درجه ۳ در محاسبات منظور گردید (البو کوارکو و مایر، ۲۰۰۱):

$$\sigma_f^2 - \sigma_e^2 \exp \left\{ 1 + \sum_{r=1}^{r-1} b_r (\dim_j^*)^r \right\} \quad [1]$$

در معادله ۱، σ_f^2 واریانس باقیمانده در [امین روز شیردهی]. σ_e^2 عرض از مبدأ، b_r و v به ترتیب ضرایب و تعداد پارامترهای موجود جهت برآورد در تابع واریانس و \dim_j^* عبارت از [امین روز شیردهی استاندارد شده در دامنه ۱- تا ۱+ با استفاده از رابطه ۲ است:

$$\dim_j^* = \left[\frac{2(\dim_j - \dim_{\min})}{\dim_{\max} - \dim_{\min}} \right] - 1 \quad [2]$$

\dim_{\min} و \dim_{\max} در این رابطه به ترتیب روزهای ۵ و ۳۰۵ دوره شیردهی است.

ارزش اصلاحی I امین حیوان در m امین روز شیردهی با استفاده از معادله ۳ برآورد گردید (وندروورف و همکاران، ۱۹۹۸):

$$u_m = \sum_{j=0}^{k_j-1} \phi_j (\dim_m^*) \alpha_{ij} \quad [3]$$

در این رابطه α_{ij} عبارتست از [امین حیوان].

برای تجزیه و تحلیل رکوردهای با مدل رگرسیون تصادفی (RR/CF) و روش REML از برنامه DXMR (DFREML3.1) استفاده و مقایسه مدل‌ها از نظر درجات برازش اعمال شده با استفاده از آماره آزمون χ^2 در سطح احتمال کمتر از ۵ درصد ($P < 0.05$) انجام شد (مایر، ۱۹۹۸).

نتایج و بحث

به منظور تعیین مدل رگرسیون تصادفی مناسب جهت تجزیه رکوردهای روزآزمون تولید شیر و چربی درجات برازش مختلف برای توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۱). فرض متغیر بودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی در مقایسه با فرض ثابت بودن آن سبب بهبود برازش توابع



جدول ۱- ساختار مدل‌های رگرسیون تصادفی مورد بررسی همراه با حداکثر لگاریتم تابع درستنمایی در زمان همگرایی.

لگاریتم تابع درستنمایی	تعداد پارامترها	درجه برازش		مدل	صفت
		K_p	K_n		
					تولید شیر
-۲۸۲۰۱/۷۵	۱۶	۳	۳	۱	
-۲۸۱۵۳/۰۲	۲۰	۴	۳	۲	
۲۸۱۴۷/۵۱	۲۴	۴	۴	۳	
					تولید چربی
-۸۴۶۳۳/۱۳	۱۶	۳	۳	۱	
-۸۴۶۲۶/۸۹۱	۲۰	۴	۳	۲	
-۸۴۶۲۲/۴۹	۲۴	۳	۴	۳	

$$G = 6.495 + 1.7l(\dim_i^* + \dim_m^*) + 1.664\dim_i^* \dim_m^* - 2.289(\dim_i^{*2} + \dim_m^{*2}) - 0.587(\dim_i^{*2} \dim_m^* + \dim_i^* \dim_m^{*2}) + 1.322\dim_i^{*2} \dim_m^{*2}$$

$$P = 13.27 - 2.533(\dim_i^* + \dim_m^*) + 17.367\dim_i^* \dim_m^* - 6.728(\dim_i^{*2} + \dim_m^{*2}) + 0.925(\dim_i^{*2} \dim_m^* + \dim_i^* \dim_m^{*2}) + 10.312\dim_i^{*2} \dim_m^{*2} + 4.191(\dim_i^{*3} + \dim_m^{*3}) - 16.076(\dim_i^{*3} \dim_m^* + \dim_i^* \dim_m^{*3}) - 1.472(\dim_i^{*3} \dim_m^{*2} + \dim_i^{*2} \dim_m^{*3}) + 22.031\dim_i^{*3} \dim_m^{*3}$$

بدین ترتیب واریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی هر روز از دوره شیردهی و نیز کوواریانس ژنتیکی یافزایشی و محیطی دائمی بین هر دو روز از دوه‌ر شیردهی با استفاده از توابع کوواریانس برآورد شده قابل محاسبه خواهد بود. بدیهی است واریانس فنوتیپی برای هر روز از دوره شیردهی از جمع مؤلفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی و باقیمانده برآورد شده برای آن روز از دوره شیردهی برآورد می‌شود. واریانس فنوتیپی در مراحل مختلف دوره شیردهی یکسان نیست (شکل‌های ۱ و ۲)،

$$\sigma_i^2 = 3.2143 \exp(1 - 0.5846 \dim_i^*) + 0.3765 \dim_i^* + 0.2583 \dim_i^{*2}$$

$$\sigma_m^2 = 3062.89 \exp(1 - 3818 \dim_m^*) + 0.2667 \dim_m^* + 0.09739 \dim_m^{*2}$$

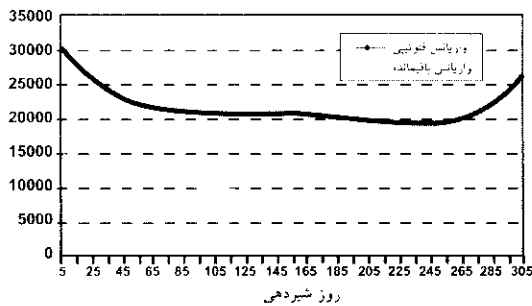
با استفاده از توابع واریانس برآورد شده واریانس باقیمانده برای صفت مورد نظر در هر روز از دوره شیردهی قابل محاسبه خواهد بود. با توجه به شکل ۱ حداکثر میزان واریانس باقیمانده برای صفت تولید شیر مربوط به اوایل دوره شیردهی است. میزان واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی زیاد و دارای تغییرات شدید است. چنین روندی توسط سایر محققین نیز گزارش شده است (الوزی و همکاران، ۱۹۹۹؛ جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷؛ کتونن و همکاران، ۲۰۰۰). روند تغییرات واریانس باقیمانده تولید چربی نیز با تفاوت‌های جزئی مشابه صفت تولید شیر است، ولی سرعت و میزان افزایش آن در انتهای دوره شیردهی کمتر از تولید شیر می‌باشد (شکل ۲).

توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی موردنیاز (G, P) از طریق ماتریس واریانس - کوواریانس ضرایب رگرسیون برآورد شده و ماتریس ضرایب چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر و با استفاده از روابط ارائه شده در منابع برآورد گردید (وندروف و همکاران، ۱۹۹۸). به‌عنوان مثال برای تولید شیر خواهیم داشت:

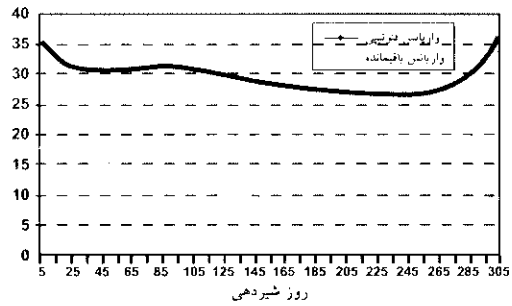


کتونین و همکاران، ۲۰۰۰). روند تغییرات وراثت‌پذیری صفت تولید شیر در طول دوره شیردهی در شکل ۵ ارائه شده که مشابه گزارش سایر محققین است. تحقیقات متعدد انجام شده نیز نشان داده است که وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفات تولید شیر و چربی براساس رکوردهای روزآزمون در اولین بوده، به سمت انتهای دوره شیردهی کاهش می‌یابد (الوری و همکاران، ۱۹۹۹؛ جنگلر و همکاران، ۱۹۹۹؛ فرهنگ‌فر و همکاران، ۲۰۰۱؛ کتونین و همکاران، ۲۰۰۰؛ گادینی و همکاران، ۱۹۹۸؛ نادر و همکاران، ۱۹۹۲).

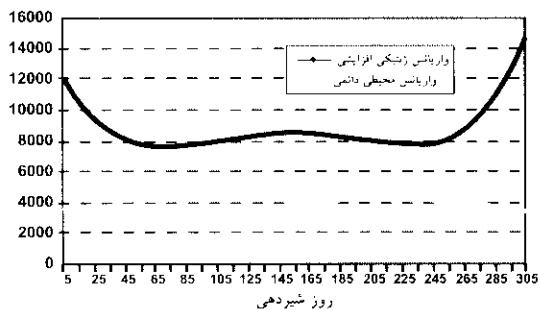
بطوریکه تغییرات رکوردهای مربوط به مراحل ابتدایی و انتهایی دوره شیردهی نسبت به رکوردهای مربوط به اواسط دوره شیردهی بیشتر است. براین اساس در مدل‌سازی آماری برای رکوردهای روزآزمون منظور کردن چنین واریانس‌های غیریکنواختی در محاسبات حائز اهمیت خواهد بود. روند تغییرات واریانس‌های ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی صفات تولید شیر و چربی در طول دوره شیردهی در شکل‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. روند مشابهی برای مؤلفه‌های واریانس مذکور توسط سایر محققین گزارش شده است (الوری و همکاران، ۱۹۹۹؛



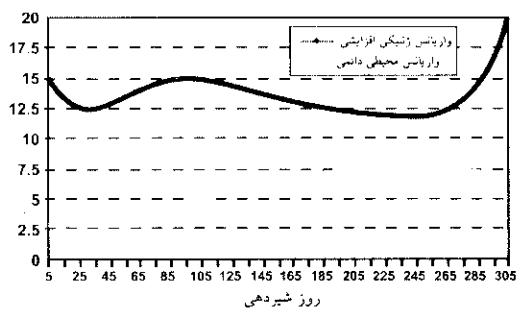
شکل ۲- تغییرات واریانس فنوتیپی و یاقیمانده در طول دوره شیردهی برای صفت تولید چربی (مجدور گرم).



شکل ۱- تغییرات واریانس فنوتیپی و یاقیمانده در طول دوره شیردهی برای صفت تولید شیر (مجدور کیلوگرم).



شکل ۴- تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی در طول دوره شیردهی برای صفت تولید چربی (مجدور گرم).



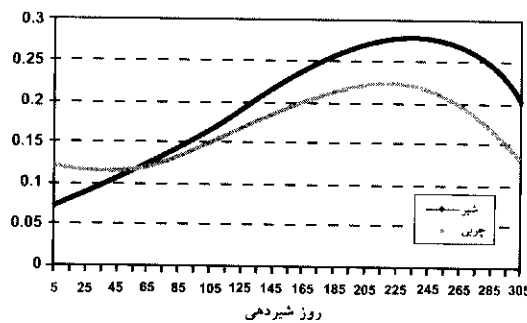
شکل ۳- تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی در طول دوره شیردهی برای صفت تولید شیر (مجدور کیلوگرم).



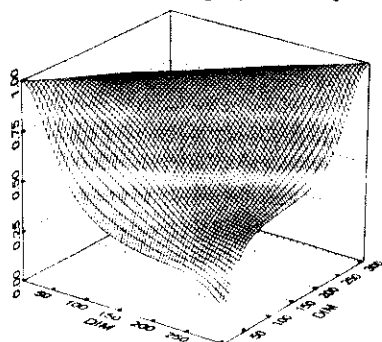
صفت تولید شیر است. روند مشابهی برای وراثت پذیری تولید چربی براساس مدل‌های مختلف روزآزمون توسط سایر محققین گزارش شده است (جنگلر و همکاران، ۱۹۹۹؛ کتونن و همکاران، ۲۰۰۰ و گادینی و همکاران، ۱۹۹۸).

حداکثر میزان همبستگی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی برای تولید شیر بین روزهای شیردهی مجاور برآورد گردید. میزان این پارامترها به موازات افزایش فاصله بین روزهای شیردهی کاهش می‌یابد. میزان پارامترهای مذکور بین روزهای شیردهی دور از هم پایین و حداکثر میزان همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی بین روزهای ۵ و ۳۰۵ دوره شیردهی به ترتیب به میزان ۰/۳۶ و ۰/۱۷ برآورد گردید (شکل‌های ۶ و ۷). در مورد صفت تولید چربی نیز همانند تولید شیر حداکثر میزان همبستگی ژنتیکی افزایشی و محیطی بین روزهای شیردهی مجاور برآورد گردید (شکل‌های ۸ و ۹). مشابه روند حاضر توسط سایر محققین نیز گزارش شده است (پندر و همکاران، ۱۹۹۲؛ جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷؛ جنگلر و همکاران، ۱۹۹۹).

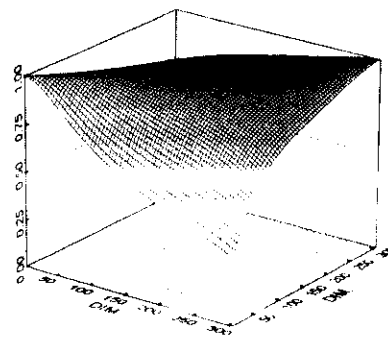
حداقل میزان وراثت پذیری تولید شیر در اوایل دوره شیردهی به میزان ۰/۰۷۵ برآورد گردید. این مقدار به سمت اواسط دوره شیردهی افزایش و در حدود ماه هشتم دوره شیردهی به حداکثر میزان خود (۰/۲۷۸) رسیده، سپس به سمت انتهای دوره شیردهی کاهش می‌یابد (۰/۱۹۹). برخی محققین نیز با آنالیز رکورد‌های روزآزمون تولید شیر براساس مدل‌های چند صفتی و رگرسیون تصادفی حداکثر میزان وراثت پذیری این صفات را دقیقاً در ماه هشتم از دوره شیردهی گزارش کرده‌اند (السوری و همکاران، ۱۹۹۹؛ پندر و همکاران، ۱۹۹۲؛ جنگلر و همکاران، ۱۹۹۹). پایین بودن میزان وراثت پذیری در اوایل دوره شیردهی تنها به دلیل بالا بودن میزان واریانس باقیمانده نیست، بلکه به کوچک بودن مؤلفه واریانس ژنتیکی افزایشی در این مرحله نیز مربوط می‌شود. همچنین افزایش میزان وراثت پذیری در اواسط دوره شیردهی تابع افزایش واریانس ژنتیکی افزایشی و کاهش واریانس باقیمانده است. روند تغییرات وراثت پذیری صفت تولید چربی در طول دوره شیردهی نیز در شکل ۵ ارائه شده است که با تفاوت‌های جزئی مشابه روند مشاهده شده برای پارامتر مذکور در مورد



شکل ۵- تغییرات وراثت‌پذیری صفات تولید شیر و چربی در طول دوره شیردهی.

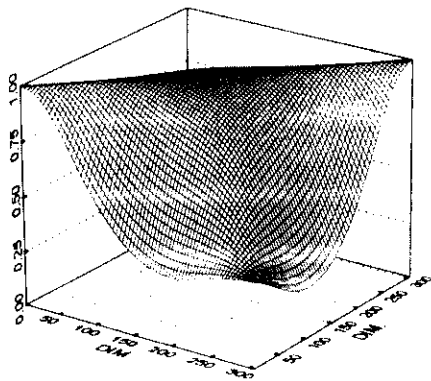


شکل ۷- همبستگی‌های محیطی دائمی برآورد شده بین روزهای شیردهی براساس صفت تولید شیر.

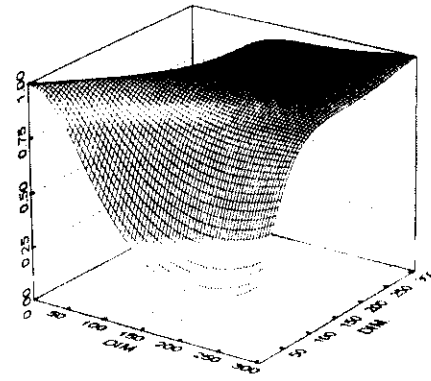


شکل ۶- همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی برآورد شده بین روزهای شیردهی برای صفت تولید شیر.





شکل ۹- همبستگی های محیطی دائمی برآورد شده بین روزهای شیردهی برای صفت تولید چربی.



شکل ۸- همبستگی های ژنتیکی افزایشی برآورد شده بین روزهای شیردهی برای صفت تولید چربی.

کل دوره شیردهی بیشتر تحت تأثیر α_0 خواهد بود، در نتیجه ارزش اصلاحی مربوط به تولید در کل دوره شیردهی را می توان به صورت $301 \times EBV(\alpha_0)$ تخمین زد. به عبارت دیگر، رتبه بندی حیوانات را می توان به سهولت براساس α_0 برآورد شده برای آنها انجام داد. همچنین رتبه بندی حیوانات برای تداوم شیردهی را نیز می توان با توجه به α_1 برآورد شده برای حیوانات انجام داد (جامروزیک و همکاران، ۲۰۰۱).

ارزش اصلاحی \hat{a} امین حیوان در m امین روز شیردهی با استفاده از رابطه زیر که بسط یافته معادله ۳ است، برآورد گردید:

$$u_m = 0.7071\alpha_{0i} + 1.2247 \dim_m^* \alpha_{1i} + (2.3717 \dim_m^{*2} - 0.7906)\alpha_{2i}$$

در این رابطه α_{0i} ، α_{1i} و α_{2i} عبارتند از: ۳ ضریب رگرسیون تصادفی ژنتیکی افزایشی برآورد شده برای I امین حیوان. از آنجا که در حالت استفاده از چند جمله ای های متعامد لژاندر ارزش اصلاحی برآورد شده در

منابع

1. Albuquerque, L.G., and Meyer, K. 2001. Estimates of covariance for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. *J. Anim. Sci.* 79:2776-2789.
2. Farhangfar, H., Rowlinson, P., and Willis, M.B. 2001. Genetic correlations between 305-day and monthly test day milk yield in primiparous Iranian Holsteins. *Proc. British Society Anim. Sci.* p. 219.
3. Gadini, C.H., Keown, J.F., and Van Vleck, L.D. 1998. Genetic parameters of test day milk, fat and protein yields. *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia.* 23:311-314.
4. Gengler, N., Tijani, A., Wiggans, G.R., and Misztal, I. 1999. Estimation of (co) variance function coefficients for test day yield with a restricted maximum likelihood algorithm. *J. Dairy Sci.* 82: 1849 (online only).
5. Jamrozik, J., and Schaeffer, L.R. 1997. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. *J. Dairy Sci.* 80: 762-770.
6. Jamrozik, J., Schaeffer, L.R., and Weigel, K.A. 2001. International genetic evaluation of dairy sires and cows using first lactation test day yields. *Interbull open meeting, Budapest, Hungary, August 29-31.*
7. Kettunen, A., Mantysaari, E.A., and Poso, J. 2000. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. *Livest. Prod. Sci.* 66: 251-261.



8. Merer, K. 1998a. DXMRR-A program to estimate covariance functions for longitudinal data by restricted maximum likelihood. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia. 27: 465-466.
9. Meyer, K. 1998b. Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. Genet. Select. Evol. 30: 221-240.
10. Meyer, K. 1998c. Modelling records: covariance functions and random regression models to analyse animal breeding data. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia. 25: 517-520.
11. Olori, V.E., Hill, W.G., and Brothersrone, S. 1999. The structure of the residual error variance of test day milk, W.G., and Thompson, R. 1992. Genetic parameters of test day records of British Holstein-Friesian heifers. Anim. Prod. 55: 11-12.
12. Ptak, E., and Schaeffer, L.R. 1993. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. Livest. Prod. Sci. 34: 23-34.
13. Pool. M.H., Janss, L.G., and Meuwissen, T.H.E. 2000. Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. J. Dairy Sci. 83: 2640-2649.
14. Scharffer, L.R., and Dekkers, J.C.M. 1994. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Guelph, Canada. 18:443-446.
15. Swalve, H.H. 2000. Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. J. Dairy Sci. 83: 1115-1124.
16. Van Der Werf, J.H.J., and Schaeffer, L.R. 1997. Random regression in animal breeding. Course notes. CGIL Guelph, June 25-28.
17. Van Der Werf, J.H.J., and Schaeffer, L.R. 1997. Random regression in animal breeding. Course notes. CGIL. Guelph., Goddard, M.E., and Meyer, K. 1998. The use of covariance functions and random regressions for genetic evaluation of milk production based on test day records. J. Dairy Sci., 81:3300-3308.



Estimation of genetic parameters for milk and fat yield traits of Holstein dairy cattle using test day records

S. Moghadas zadeh Ahrabi¹, M.P. Eskandari Nasab¹, S. Alijani² and M.A. Abasi³

¹Former Post-graduated Student of Animal science and Assistant professor of Agriculture Faculty of Zanjan University,

²Faculty member of Agriculture Faculty of Tabriz University, ³Faculty member of Aquatics and Animal affair Research Center of Zanjan province, Iran.

Abstract

Test day milk and fat yield records from first calving Holsteins were analyzed using single trait random regression test day model (RR/CF model) and restricted maximum likelihood method. Fixed random regressions (additive genetic and permanent environmental) were modeled with orthogonal legendre polynomials on days in milk. Residual variance components during lactation were estimated using 3th order variance function. According to the results, for milk yield trait a random regression model with 3 and 4 orders of fit for additive genetic and permanent environmental covariance functions, respectively and for fat yield trait 3 order of fit for both covariance functions are suitable. Phenotypic variance during lactation was not constant and was higher at the beginning and the end of lactation. Maximum residual variance for milk and fat yield traits was estimated in early lactation. Minimum and maximum additive genetic variance for both traits was estimated at the beginning and 8th month of lactation, respectively. Estimates of heritability were found to be lowest during early lactation. This parameter increased to mid lactation and maximized nearly in the 8th month of lactation (0.28 for milk yield and 0.22 for fat yield). Additive genetic and permanent environmental correlations between adjacent test days were more than between distant test days.

Keywords: Random regression model; Covariance functions; Milk and fat yield; Holsteins

