Archive of SID

مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی
سال دوازدهم ـ ویژه‌نامه علوم دامی ـ شهریور ۱۳۸٤
www.magiran.com/jasnr

مقایسه کارآیی دو مدل ساختار واریانس باقیمانده صفت تولید شیر براساس تجزیه رکوردهای روز آزمون در مدل‌های رگرسیون تصادفی

سیما مقدس‌زاده اهرابی[۱]، مرادیاشا اسکندری‌نسب[۱]، صادق علیخانی[۲] و مختارعلی عباسی[۳]

[۱]گروه علوم دامی دانشگاه زنجان، [۲]گروه علوم دامی، دانشگاه تبریز، [۳]عضو هیات علمی مرکز تحقیقات امور دام و آبزیان سازمان جهاد کشاورزی استان زنجان

تاریخ دریافت: ۸۱/۹/۱۰؛ تاریخ پذیرش: ۸۳/۹/۹

چکیده

با تجزیه‌وتحلیل رکوردهای روز آزمون تولید شیر گاوهای هلشتاین شکم اول براساس مدل رگرسیون تصادفی، تأثیر فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی روی سایر مؤلفه‌های واریانس و نیز وراثت‌پذیری تولید شیر مورد بررسی قرار گرفت. توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی براساس چند جمله‌ای‌های لژاندر درجه ۳ برآورد و فرضیات مختلف در مورد برآورد واریانس باقیمانده شامل فرض ثابت و متغیر بودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی بررسی شد. براساس نتایج حاصله متغیر فرض نمودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی منجر به افزایش معنی‌دار لگاریتم تابع درستنمایی و بهبود برازش توابع کوواریانس حاصله می‌شود. حداکثر میزان واریانس باقیمانده تولید شیر مربوط به اوایل دوره شیردهی بود، سپس تا اواسط دوره شیردهی به سرعت کاهش یافته و در نهایت، در انتهای دوره شیردهی اندکی افزایش می‌یابد. فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی منجر به برآورد کمتر از حد واقعی مؤلفه مذکور و برآورد بیش از حد واقعی وراثت‌پذیری تقریباً تا اواسط دوره شیردهی می‌شود. با توجه به افزایش تعداد پارامترهای موجود جهت برآورد در صورت متغیر فرض نمودن واریانس باقیمانده، استفاده از تابع واریانس باقیمانده به‌منظور برآوردهای مجزا از مؤلفه مذکور برای هر روز یا هر مرحله از دوره شیردهی مناسب‌تر تشخیص داده شد.

واژه‌های کلیدی: مدل رگرسیون تصادفی، واریانس باقیمانده، رکوردهای روز آزمون، گاوهای هلشتاین

مقدمه

فرض اصلی در آنالیزهای تک متغیره وجود یک رکورد از هر واحد آزمایشی است ولی در آنالیزهای چند متغیره رکوردهای مربوط به چند صفت مختلف از هر واحد آزمایشی موجود می‌باشد که فرض می‌شود بین این رکوردها (در واقع بین این صفات) همبستگی وجود دارد. زمانی که رکوردگیری از یک صفت به‌طور متوالی و در طول یک دوره زمانی روی یک واحد آزمایشی انجام شود رکوردهای حاصله را رکوردهای تکرار شده در طول زمان[1] می‌نامند که می‌توان آن را شکل خاصی از حالت چند متغیره دانست. به بیان بیولوژیکی چنین صفاتی توسط تعداد زیادی ژن کنترل می‌شوند که روشن یا خاموش بودن تعدادی از آنها در سنین، زمان‌ها یا روزهای مختلف سبب تغییراتی در فیزیولوژی و عملکرد حیوان می‌شود. از آنجا که در مورد چنین صفاتی دامنه پیوسته‌ای

1- Longitudinal records

www.SID.ir

Archive of SID

از نقاط زمانی وجود خواهد داشت که حیوانات می‌توانند در هر یک از آن نقاط دارای رکورد باشند این صفات را صفات با ابعاد نامحدود می‌نامند. صفت تولید شیر مثال شاخصی از صفات با ابعاد نامحدود است (سوالو، ۱۹۹۸).

رکوردهای ماهیانه مربوط به صفات تولیدی گاوهای شیری که در واقع اساس رکوردهای ۳۰۵ روزه مورد استفاده در مدل‌های رایج ارزیابی ژنتیکی هستند، رکوردهای روز آزمون[1] نامیده می‌شوند (جامروزیک و همکاران، ۱۹۹۷؛ سوالو، ۱۹۹۸). مزایای استفاده از مدل‌های روز آزمون، نظیر عدم نیاز به استفاده از ضرایب تصحیح پیش از تجزیه و تحلیل رکوردها، برآورد دقیق‌تر اثرات محیطی، کاهش فاصلهٔ نسلی، افزایش دقت ارزیابی حیوانات، کاهش هزینه‌های رکوردگیری، افزایش سرعت و دقت انتخاب گاو نر و انعطاف‌پذیری بالا سبب شده است که استفاده از رکوردهای روز آزمون به‌عنوان اولین منابع اطلاعاتی از صفات تولیدی در ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری مورد توجه قرار گیرد (پتک و شفر، ۱۹۹۲؛ جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷؛ جامروزیک و همکاران، ۲۰۰۰؛ زیدا و لیو، ۲۰۰۰؛ سوالو، ۱۹۹۵؛ سوالو، ۱۹۹۸؛ کتونن و همکاران، ۲۰۰۰؛ گادینی و همکاران، ۱۹۹۸؛ مایر، ۱۹۹۸a؛ وندروورف و شفر، ۱۹۹۷).

از میان مدل‌های روز آزمون، استفاده از مدل رگرسیون تصادفی[2] بدلیل رفع نواقص مدل‌های قبل نظیر مدل رگرسیون ثابت[3] و مدل چند صفتی و نیز ویژگی‌های خاص این مدل (از جمله، توانایی مدل مذکور در منظور کردن شکل مجزایی از منحنی شیردهی برای هر حیوان در مدل و در نتیجه منظور نمودن تفاوت در تداوم شیردهی حیوانات مختلف) بیش از سایر مدل‌ها مورد توجه قرار گرفته است. در واقع در مدل رگرسیون تصادفی اثر ژنتیکی افزایشی حیوان با تعدادی ضریب رگرسیون تصادفی جایگزین می‌شود (جامروزیک و شفر، ۱۹۹۷). در مدل رگرسیون تصادفی معادل با تابع کوواریانس (RR/CF) برخلاف مدل رگرسیون تصادفی استاندارد که در آن از تابع ۵ متغیره علی و شیفر جهت منظور کردن شکل منحنی شیردهی در مدل استفاده شده بود، چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر بدین منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد (مایر، ۱۹۹۸b و ۱۹۹۸c). برآورد مؤلفه‌های واریانس- کوواریانس برای رکوردهای روز آزمون با استفاده از روش حداکثر درستنمایی محدود شده[4] و مدل رگرسیون تصادفی مستلزم برآورد توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی بوده و تشکیل توابع کوواریانس مذکور نیز نیازمند برآورد ضرایب توابع مربوطه خواهد بود که ماتریس ضرایب توابع کوواریانس بصورت تابعی از ماتریس واریانس - کوواریانس ضرایب رگرسیون تصادفی موجود در مدل به‌دست می‌آید (الوری و همکاران، ۱۹۹۹). از جمله دلایل عمده توجه به استفاده از مدل‌های RR/CF در مقابل مدل RR اولیه نتایج حاصل از برخی تحقیقات انجام شده براساس این مدل بود که عده‌ای از محققین گزارش کردند مدل RR/CF (مدل RR براساس چند جمله‌ای‌های لژاندر) در تجزیه واریانس به عوامل ژنتیکی و غیرژنتیکی بهتر عمل می‌کند (کتونن و همکاران، ۲۰۰۰). فرض واریانس باقیمانده ثابت در طول دوره شیردهی گرچه منجر به کاهش تعداد پارامترهای مورد نیاز جهت برآورد و در نتیجه ابعاد فرآیند جستجو برای یافتن حداکثر لگاریتم تابع درستنمایی می‌شود، ولی در صورتی که برازش تابع کوواریانس تحت تأثیر فرضیات اعمال شده در مورد واریانس باقیمانده باشد در حالت برآورد همزمان واریانس‌های باقیمانده و ضرایب توابع کوواریانس برای سایر مؤلفه ها احتمال دارد که ترکیب واریانس فنوتیپی تحت تأثیر قرار گیرد (الوری و همکاران، ۱۹۹۹).

مواد و روش‌ها

در این مطالعه از میان ۵٤٦۰۱ رکورد روز آزمون تولید شیر مربوط به گله کشت و صنعت خرمدره، موجود در

1-Test day records
2-Random regression model (RRM)
3- Fixed regression model (FRM)
4- Restricted Maximum Likelihood (REML)

www.SID.ir

Archive of SID

بانک اطلاعاتی مرکز اصلاح نژاد کشور، تعداد ۱٤٦۸۷ رکورد مربوط به روزهای ۵ تا ۳۰۵ اولین دوره شیردهی ۱۸۹۷ رأس گاو هلشتاین که طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰ زایش کرده بودند جهت تشکیل فایل داده استخراج شد. سن زایش حیوانات بین ۱۸ تا ۳٦ ماه و حداقل تعداد مشاهده در زیرگروه‌های تاریخ رکوردگیری ۱۱ مشاهده بود. مدل دام رگرسیون تصادفی مورد استفاده جهت تجزیه رکوردهای روز آزمون به‌صورت زیر بود:

$$y_{ijklmpq} = G_i + M_j + TD_k + S_l + Y_m + \sum_{n=1}^{2} b_n (age_{ijklmpq})^n + \sum_{n=0}^{k} \beta_n \phi_n (\dim^*_{ijklmpq}) + \sum_{n=0}^{k_a-1} \alpha_{pn} \phi_n (\dim^*_{ijklmpq}) + \sum_{n=0}^{k_p-1} \gamma_{pn} \phi_n (\dim^*_{ijklmpq}) + \varepsilon_{ijklmpq}$$

در

این مدل: $y_{ijklmpq}$، هر یک از رکوردهای روز آزمون تولید شیر؛ G_i، M_j، TD_k، S_l و Y_m به‌ترتیب اثرات ثابت گروه ژنتیکی، دفعات دو شش در روز، تاریخ رکوردگیری، فصل و سال زایش؛ $age_{ijklmpq}$، اثر سن زایش (متغیر همراه)؛ $\dim^*_{ijklmpq}$، روز شیردهی استاندارد شده؛ ϕ_n، n امین چند جمله‌ای لژاندر از روز شیردهی؛ β_n، n امین ضریب رگرسیون ثابت؛ γ_{pn} α_{pn}، به‌ترتیب n امین ضریب رگرسیون تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی مربوط به p امین حیوان؛ k، درجه برازش رگرسیون ثابت (k=۵)؛ k_a و k_p، به‌ترتیب درجات برازش توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی و $\varepsilon_{ijklmpq}$، اثر تصادفی محیطی موقت است. در این مدل، چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر درجه ۳ به‌عنوان زیرمدل در مدل رگرسیون تصادفی منظور شد.

واریانس باقیمانده به چند حالت در مدل‌های مورد بررسی منظور شد. در برخی مدل‌ها واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی ثابت فرض شد (n=1). بدیهی است در این حالت یک برآورد برای مؤلفه واریانس باقیمانده به‌دست خواهد آمد. به‌عبارت دیگر در این حالت واریانس باقیمانده مستقل از روز شیردهی فرض شده است. در برخی دیگر از مدل‌ها واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی متغیر فرض شد. این فرض به دو صورت در مدل منظور گردید. یکبار براساس تقسیم‌بندی دوره شیردهی به ۱۰ (n=10) و ۲۹ (n=29) دوره محزا که مؤلفه واریانس متفاوتی برای هر یک از این مراحل برآورد گردید. در این حالت با فرض صفر بودن کوواریانس بین این اثرات، R ماتریسی قطری با عناصر وابسته به روز شیردهی خواهد بود:

$$R = Diag\{\sigma^2_{\varepsilon n}\}$$

در حالت دوم واریانس باقیمانده از طریق یک تابع واریانس[1] درجه ۲ و ۳ (VF2,VF3) در محاسبات منظور شد (البوکوارکو و مایر، ۲۰۰۱ و مایر، ۲۰۰۱):

$$\sigma^2_j = \sigma^2_\varepsilon \exp\{1 + \sum_{r=1}^{v} b_r (\dim^*_j)^r\}$$

که σ^2_j واریانس باقیمانده در j امین روز شیردهی، σ^2_ε عرض از مبدأ و b_r و v به‌ترتیب ضرایب و تعداد پارامترهای موجود جهت برآورد در تابع واریانس می‌باشند. در واقع در این حالت نیز R ماتریسی قطری است با این تفاوت که هر عنصر قطری ماتریس R نشان‌دهندهٔ برآوردی مجزا و متفاوت برای هر روز از دوره شیردهی خواهد بود.

جهت انجام آنالیزها براساس مدل RR/CF از برنامهٔ DXMRR موجود در نرم افزار DFREML3.1 استفاده و مقایسهٔ مدل‌ها با استفاده از آماره آزمون χ^2 از لگاریتم تابع درستنمایی در سطح احتمال کمتر از ۵ درصد ($P<0.05$) انجام شد (مایر، ۱۹۹۸a). ضرایب توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی، همچنین مؤلفه‌های واریانس باقیمانده در مراحل مختلف منظور شده و یا ضرایب تابع واریانس باقیمانده به‌طور همزمان برآورد گردید.

1-Variance function (VF)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- لگاریتم تابع در ستنمایی در مدلهای رگرسیون تصادفی با حالات مختلف فرض واریانس باقیمانده در محاسبات.

مدل	واریانس باقیمانده	تعداد پارامترهای برآورد شده	لگاریتم تابع در ستنمایی
۱	۱	--	-۲۸۲۹۸.۵٤
۲	۱۰	--	-۲۸۲۰۲.۷۲
۳	۲۹		-۲۸۱۷۰.۷۷
٤	--	۲	-۲۸۲۰٦.۹۲
۵	-	۳	-۲۸۲۰۱.۷۵

نتایج و بحث

با توجه به جدول ۱ به موازات افزایش تعداد مراحل منظور شده جهت برآورد مؤلفه واریانس باقیمانده مجزا برای هر مرحله (n) که به مفهوم افزایش تعداد پارامترهای مورد نیاز جهت برآورد نیز می‌باشد، لگاریتم تابع درستنمایی افزایش معنی‌داری نشان می‌دهد (مدل‌های ۱، ۲ و ۳). این افزایش به مفهوم بهبود برازش توابع کوواریانس حاصله به موازات کاهش محدودیت روی تغییرات واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی است.

سایر محققین نیز ضمن مشاهده چنین افزایشی گزارش کردند بهبود برازش مدل می تواند به برآورد دقیق مؤلفه واریانس باقیمانده در صورت برآوردهای مستقل از یکدیگر در مراحل مختلف دوره شیردهی نسبت داده شود. مدل‌های رگرسیون تصادفی با فرض واریانس باقیمانده متغیر در طول دوره شیردهی در مقایسه با مدل‌هایی با همان درجات برازش برای توابع کوواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی ولی با فرض واریانس باقیمانده ثابت در طول دورهٔ شیردهی دارای عملکرد بهتری هستند (الوری و همکاران، ۱۹۹۹؛ لوپز- رومرو و همکاران، ۲۰۰۱). غیریکنواختی واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی از طریق منظور کردن توابع واریانس درجه ۲ و ۳ در مدل مورد بررسی قرار گرفت (مدل‌های ٤ و ۵). استفاده از تابع واریانس درجه ۳ منجر به افزایش معنی‌دار لگاریتم تابع درستنمایی در مقایسه با مدلی با همان درجات برازش برای رگرسیون‌های ثابت، تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی ولی با در نظر گرفتن تابع واریانس درجه ۲ برای اثر باقیمانده گردید. همچنین، اختلاف معنی‌داری بین حداکثر لگاریتم تابع درستنمایی در حالت منظور نمودن غیریکنواختی واریانس باقیمانده از طریق تقسیم دوره شیردهی به ۲۹ قسمت و برآورد یک مؤلفه واریانس باقیمانده مجزا برای هر مرحله با حالت در نظر گرفتن تابع واریانس درجه ۳ (و نیز درجه ۲) برای اثر باقیمانده و برآورد مؤلفه واریانس جداگانه برای هر روز از دوره شیردهی مشاهده نگردید (مدل‌های۳، ٤ و ۵). این در حالیست که تعداد پارامترهای مورد نیاز جهت برآورد در صورت استفاده از مدل ۳ برابر با ٤۱ پارامتر، در حالیکه در صورت استفاده از مدل ۵ برابر با ۱٦ پارامتر است. با توجه به تأثیر تعداد پارامترهای موجود در مدل بر میزان محاسبات و سرعت همگرایی، استفاده از مدل ۵ در مقایسه با مدل ۳ مناسب‌تر است.

توابع واریانس درجه ۲ و ۳ برآورد شده براساس مدل‌های مربوطه به‌ترتیب، به‌صورت ذیل است:

$$\sigma^2_j = ۳.۳٦۱٦\exp(۱ \quad ۰.٤٤۲۲\dim^*_j$$

$$+۰.۳۹۱٦\dim^{*2}_j)$$

$$\sigma^2_j = ۳.۳٤۱۵\exp(۱-۰.٦٤٤٤\dim^*_j$$

$$+۰.٤۲٤٦\dim^{*2}_j + ۰/۳۷۹۹\dim^{*3}_j)$$

با توجه به شکل ۱ هنگامیکه واریانس باقیمانده در طول مراحل مختلف دوره شیردهی متغیر فرض شود، حداکثر میزان مؤلفه مذکورمربوط به اوایل دوره شیردهی است. در واقع میزان واریانس باقیمانده نه تنها در اوایل دوره شیردهی بالاست بلکه دارای نوسانات شدید در این دوره نیز می‌باشد. سایر محققین نیز حداکثر میزان واریانس باقیمانده صفت تولید شیر را در اوایل دوره شیردهی

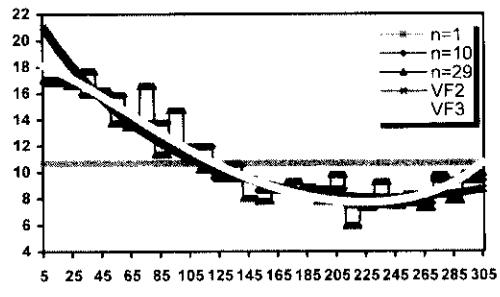
www.SID.ir

Archive of SID

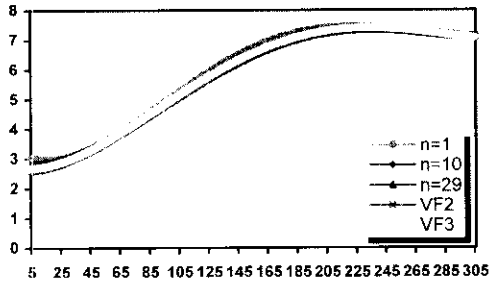
گزارش کردند (الوری و همکاران، ۱۹۹۹؛ جامروزیک و شیفر، ۱۹۹۷؛ کتونن و همکاران، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۰؛ گادینی و همکاران، ۱۹۹۸). میزان واریانس باقیمانده تقریباً تا هشتمین ماه از دوره شیردهی به سرعت کاهش یافته و سپس به سمت انتهای دوره شیردهی اندکی افزایش می‌یابد ولی به مقدار اولیه خود در ابتدای دوره شیردهی نمی‌رسد. با توجه به شکل ۱ هنگامیکه واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی ثابت فرض شد مقدار مؤلفه واریانس ۱۰/٦٤ برآورد گردید. این مقدار تقریباً معادل با میانگین واریانس‌های باقیمانده برآورد شده در طول دوره شیردهی از طریق مدل‌های دیگر است که غیریکنواختی واریانس باقیمانده به روش‌های متفاوتی در آنها منظور شده است. ثابت منظور نمودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی منجر به برآورد کمتر از حدواقعی مؤلفه مذکور تقریباً تا روز ۱۲۵ دوره شیردهی و برعکس برآورد بیش از حد واقعی این مؤلفه از روز ۱۲۵ دوره شیردهی به بعد می‌شود.

با توجه به شکل ۲ مشخص است که نحوهٔ منظور کردن واریانس باقیمانده در مدل منجر به اختلافات معنی داری در واریانس ژنتیکی افزایشی برآورد شده در طول دوره شیردهی براساس مدل‌های مختلف نخواهد شد. سایر محققین نیز در مطالعات خود در مورد تأثیر حالات مختلف در نظر گرفتن واریانس باقیمانده در مدل چنین نتیجه‌ای را گزارش کردند (الوری و همکاران، ۱۹۹۹؛ مایر، ۲۰۰۰)، این در حالیست که فرض واریانس باقیمانده ثابت در طول دوره شیردهی منجر به برآورد بالاتر واریانس محیطی دائمی تقریباً تا روز ۱۲۵ دوره شیردهی (یعنی زمانیکه واریانس باقیمانده براساس مدل مشابه کمتر از سایر مدل‌ها برآورد شده است) و برعکس برآورد پایینتر مؤلفه واریانس مذکور از روز ۱۲۵ دورهٔ شیردهی به بعد (یعنی زمانیکه واریانس باقیمانده براساس همین مدل بیش از سایر مدل‌ها برآورد شده است) می‌گردد (شکل ۳).

با توجه به شکل ۵ در حالت کلی اختلاف معنی‌داری در برآوردهای به‌دست آمده برای وراثت‌پذیری تولید شیر در طول دوره شیردهی بین مدل‌های مورد بررسی مشاهده نگردید. در حالت ثابت منظور نمودن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی میزان وراثت‌پذیری تقریباً در نیمهٔ اول دوره شیردهی (تا روز ۱۲۵ دوره شیردهی) اندکی بیش از مقدار برآورد شده برای این پارامتر توسط سایر مدل‌ها است که دلیل این مسئله برآورد کمتر از حد واقعی واریانس باقیمانده و در نتیجه واریانس فنوتیپی در نیمهٔ اول دوره شیردهی می‌باشد (شکل ٤). عکس این حالت برای مؤلفه ها و پارامتر مذکور در نیمه دوم دوره شیردهی (بعد از روز ۱۲۵ دوره شیردهی) صادق است. سایر محققین نیز گزارش کردند ثابت در نظر گرفتن واریانس باقیمانده در طول دوره شیردهی منجر به برآورد کمتر از حد واقعی مؤلفهٔ مذکور در اوایل دوره شیردهی شده و برآورد حاصله برای واریانس کل و در نتیجه وراثت‌پذیری را تحت تأثیر قرار می‌دهد (الوری و همکاران، ۱۹۹۹).



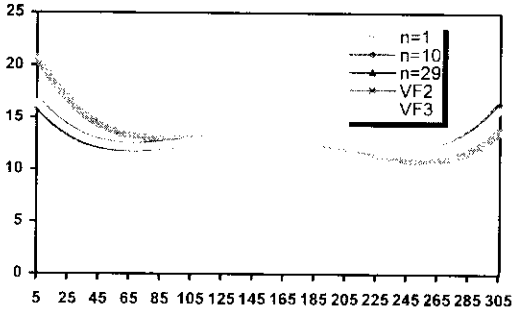
شکل۱- روند تغییرات واریانس باقیمانده تولید شیر (مجذور کیلوگرم) در طول دوره شیردهی در مدل‌های مختلف.



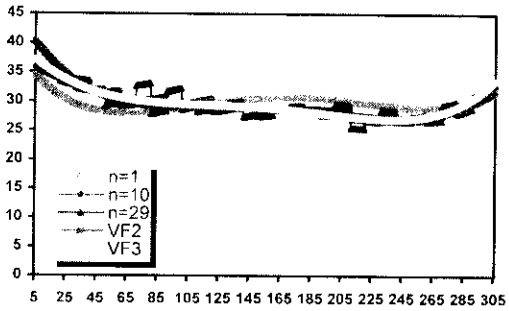
شکل۲- روند تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی تولید شیر (مجذور کیلوگرم) در طول دوره شیردهی در مدل‌های مختلف.

www.SID.ir

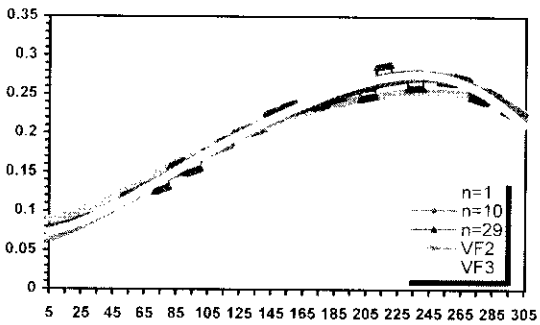
Archive of SID



شکل۳- روند تغییرات واریانس محیطی دائمی تولید شیر (مجذور کیلوگرم) در طول دوره شیردهی در مدل‌های مختلف.



شکل٤- روند تغییرات واریانس فنوتیپی تولید شیر (مجذور کیلوگرم) در طول دوره شیردهی در مدل‌های مختلف.



شکل۵- روند تغییرات وراثت پذیری تولید شیر در طول دوره شیردهی در مدل‌های مختلف.

نتیجه‌گیری

به‌دست آوردن برآوردهای جداگانه از مؤلفه واریانس باقیمانده در هر مرحله یا هر روز از دوره شیردهی منجر به برآوردهای دقیقتر از مؤلفه مذکور در طول دورهٔ شیردهی خواهد شد. بدیهی است استفاده از تابع واریانس بدین منظور علاوه بر اینکه در مقایسه با مدلی با فرض واریانس باقیمانده ثابت منجر به برآوردهای دقیقتر خواهد شد، در پایین بودن تعداد پارامترهای موجود جهت برآورد در مقایسه با حالات دیگر متغیر فرض نمودن واریانس باقیمانده نیز دارای مزیت است. در مورد تولید روزانه شیر، میزان واریانس باقیمانده در اوایل دوره شیردهی بالا و دارای نوسانات شدید است، در حالیکه میزان این مؤلفه تقریباً در اواسط و اواخر دوره شیردهی پایینتر و دارای تغییرات کمتر می باشد. فرض واریانس باقیمانده ثابت در مدلهای رگرسیون تصادفی منجر به اریبی در برآوردهای حاصل برای واریانس باقیمانده بویژه در اوایل دوره شیردهی خواهد شد.

علاوه بر این فرض کوواریانس صفر بین اشتباهات رکوردگیری در مراحل مختلف دوره شیردهی ممکن است چندان صحیح نباشد. بنابراین اختصاص یک تابع کوواریانس برای اثر اشتباه باقیمانده در مدل موجب برآورد واریانس و نیز کوواریانس باقیمانده بین مراحل مختلف دوره شیردهی خواهد شد (الوری و همکاران،۱۹۹۹).

سپاسگزاری

بدینوسیله از معاونت محترم امور دام سازمان جهاد کشاورزی استان زنجان بویژه جناب آقای مهندس رحمان رستم خانی بدیل مساعدت‌های فراوان ایشان جهت در اختیار قرار گرفتن اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه و نیز مسئولین محترم دانشگاه زنجان بدلیل فراهم آوردن امکانات تحقیق حاضر صمیمانه تقدیر و تشکر می‌گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

1.Lbuquerque, L.G., and Meyer, K. 2001. Estimates of covariance function for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. J. Anim. Sci., 79:2776-2789.

2.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.

3.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.

4.Jamrozik, J., Schaeffer, L.R., and Dekkers, J.C.M. 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. J. Dairy Sci., 80:1217-1226.

5.Jamrozik, J., Schaeffer, L.R., and Jansen, G.B. 2000. Approximate accuracies of prediction from random ragression models. Livest. Prod. Sci., 60:85-92.

6.Kettunen, A., Mäntysaari, 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.

7.Kettunen, A., Mäntysaari, E.A., Strandén, I., Poso, J., and Lidauer, M. 1998. Estimation of genetic parameters for first lactation test day milk production using random regression models. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia, 23:307-310.

8.Lopez-Romero, P., Rekaya, R., Chang, Y.M., Gianola, D., and Carabao, M.J. 2001. Comparison of random regression test-day models using Bayes factors. Joint meeting abstracts, July 24-28, Indianapolis, Indiana, p.112.

9.Meyer, 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.

10.Meyer, K. 1998b. Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. Genet. Select. Evol., 30:221-240.

11.Meyer, K., 1998c. Modelling repeated 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.

12.Meyer, K., 2000. Random regressions to model phenotypic variation in monthly weights of Australian beef cows. Livest. Prod. Sci., 62:19-38.

13.Meyer, K., 2001. Estimating genetic covariance functions assuming a parametric correlation structure for environmental effects. Genet. Select. Evol. 33:557-585.

14.Olori, V.E., Hill, W.G., and Brotherstone, S. 1999. The structure of the residual error variance of test day milk yield in random regression models. Proc. Computational Cattle Breeding Workshop 1999, Tuusula, Finland, March 18-20.

15.Ptak, E., and Schaeffer, L.R. 1992. Test day yields as an alternative to 305-day yields. J. Dairy Sci., 75 (Suppl.1):251.

16.Swalve, H.H. 1995. The effect of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy traits. J. Dairy Sci., 78:929-938.

17.Swalve, H.H. 1998. Use of test day records for genetic evaluation. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia, 23:295-302.

18.Szyda, J., and Liu, Z. 2000. Modelling test day data from dairy cattle. www site.

www.SID.ir

Archive of SID

J. Agric. Sci. Natur. Resour., Vol. 12(3), Aug - Sep 2005
www.magiran.com/jasnr

Comparison Structure of residual variance of milk yield trait based on the analysis of test day records in random regression models

S. Moghadas zadeh Ahrabi[1], M.P. Eskandari Nasab[1], S. Alijani[2] and M.A. Abasi[3]
[1]Former Post-graduated Student of Animal science and Asisstant professor of Agriculture Faculty of Zanjan University, [2]Faculty member of Agriculture Faculty of Tabriz University, [3]Faculty member of Aquatics and Animal affair Research Center of Zanjan province, Iran.

Abstract

With analyzing test day milk records of first lactation Holsteins using random regression models, the effect of assuming a constant residual variance during lactation on the other (co)variance components and heritability of milk yield was studied. Additive genetic and permanent environmental covariance functions were estimated using 3rd order orthogonal Legendre polynomial and different assumptions of residual variance in the analysis including the assumption of constant (homogenous) and variable (heterogeneous) residual variance during lactation were investigated. According to the results, the assumption of variable residual variance during lactation resulted in significant increase ($P<0.05$) in the log-likelihood and improved the fitness of derived covariance functions. Maximum residual variance of milk yield was in early lactation, then declined to mid lactation rapidly and finally increased a little in late lactation. Assuming a constant residual variance during lactation, residual variance was underestimated and heritability was overestimated nearly in mid lactation. Because the number of estimated parameters increases with the assumption of variable residual variance, using of a variance function for different estimates of mentioned component for each day or stage of lactation was recognized as suitable.

Keywords: Random regression model; Residual variance; Test day records; Holsteins

www.SID.ir