مقایسه برخی توابع توصیف کننده شکل منحنی شیردهی در گاو نژاد هلشتاین

حسین مهربان[1*]، همایون فرهنگ فر[2]، جواد رحمانی نیا[3] و حسین علی سلطانی[4]

تاریخ دریافت: ۸۶/۴/۱۸ تاریخ پذیرش: ۸۸/۳/۲۵

چکیده

در این تحقیق به منظور تعیین بهترین منحنی تولید شیر در یک دوره شیردهی از ۲۶۰۷۰۹ رکورد روز آزمون تولید شیر متعلق به ۳۰۹۰۳ رأس گاو هلشتاین شکم اول استان خراسان استفاده شد. اطلاعات مورد استفاده مربوط به گاوهای ۲۱۶ گله بود که طی سالهای ۱۳۶۷ الی ۱۳۸۵ زایش داشتند. توابع مورد استفاده شامل تابع گامای ناقص (وود)، تابع ویلمینک، تابع علی‌شفر و تابع لژاندر (با درجه برازش پنجم) بود. معیارهای مورد نظر برای مقایسه توابع شامل مجموع مربعات خطا، میانگین مجموع مربعات خطا، ضریب تعیین، ضریب تعیین تصحیح شده ، ضریب همبستگی و فاکتور تورم واریانس بود. براساس تمام معیارها به استثناء فاکتور تورم واریانس تابع علی- شفر و براساس فاکتور تورم واریانس تابع لژاندر به نحو مطلوب‌تری با داده‌های تولید شیر مطابقت داشتند.

واژه‌های کلیدی: گاو هلشتاین، شکل منحنی شیردهی، توابع ریاضی، فاکتور تورم واریانس

مقدمه

تغییرات تولید شیر در طول دوره شیردهی را منحنی شیردهی می‌گویند به عبارت دیگر منحنی تولید شیر توصیف نموداری رابطه بین تغییرات تولید شیر و زمان است (۴). افزایش در تولید شیر در اوایل شیردهی را می‌توان به افزایش در میزان ترشح هر سلول نسبت داد که به‌طور تخصصی با افزایش جریان شیر از سرتاسر غده پستان مرتبط است. از سویی‌دیگر، کاهش در ترشح شیر بعد از اوج تولید را می‌توان به علت مرگ سلولهای ترشحی و نیز تغییرات هورمونی دانست (۱۲).

منحنی شیردهی بازده بیولوژیکی یک حیوان را نشان داده و وسیله‌ای برای انتخاب و مدیریت تغذیه است (۱۸). به‌دلیل مشکل بودن اندازه‌گیری بازده تولید، اساساً این صفت در انتخاب منظور نمی‌شود. هرچند حیوانات در اوایل‌شیردهی، از خوراک بسیار مؤثرتر استفاده می‌کنند ولی می‌توان قسمتی از این بازده را به دلیل کاتابولیسم چربی‌های بدنی آنها قبل از زایش دانست. هزینه‌های مراقبت بهداشتی عموماً در اوایل‌شیردهی بسیار زیاد است. این هزینه‌ها می‌تواند به علت استرس‌های ناشی از تولید زیاد و ناتوانی حیوان در مصرف‌کردن خوراک کافی برای رفع احتیاجاتش باشد. بنابراین اگر حیوانات انتخابی دارای اوج شیردهی پایین‌تری بوده ولی تولید پایدارتر(با تداوم بیشتر) داشته باشند احتمالاً سودمند خواهد بود (۱۶و ۱۷). تابع تشریح‌کننده منحنی شیردهی از جنبه‌های دیگری نیز در برنامه‌های اصلاح‌نژاد مهم می‌باشد. با توجه به تنوع زیاد بین شکل منحنی‌شیردهی حیوانات، می‌توان با استفاده از تابع منحنی‌شیردهی، خصوصیات منحنی‌شیردهی را برآورد کرده و به امر انتخاب برای تغییر شکل منحنی‌شیردهی در جهت مورد نظر پرداخت (۱). همچنین بین خصوصیات منحنی شیردهی و میزان تولید شیر، کم و بیش همبستگی وجود دارد. بنابراین می‌توان با آگاهی از رابطه بین خصوصیات منحنی‌شیردهی و تولید شیر، شاخص‌های مناسبی جهت

۱ و ۳- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه علوم دامی دانشگاه زابل
* - نویسنده مسئول: Email: hm-qgenetics@yahoo.com
۲- عضو هیأت علمی گروه علوم دامی دانشگاه بیرجند
۴- عضو هیأت علمی جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی

افزایش تولید شیر و تغییر شکل منحنی‌شیردهی به‌دست آورده و براساس این شاخص‌ها گاوها را ارزیابی و انتخاب نمود (۱).

در نهایت اینکه با استفاده از توابع توصیف کننده منحنی‌شیردهی، می‌توان علاوه بر برآورد میزان تولید شیر در کل دوره شیردهی، تولید در هر مرحله رکوردگیری را برآورد نمود (۱).

عوامل ژنتیکی و غیرژنتیکی مختلفی از قبیل ژنتیک دام، سن زایش، تغذیه، فصل زایش و شیردهی، آبستنی وغیره بر شکل منحنی‌شیردهی مؤثرند (۱، ۷، ۱۰، ۱۵ و ۱۷).

عموماً هدف از توصیف منحنی‌شیردهی، پیش‌بینی میزان تولید در هر روز شیردهی با حداقل اشتباه در حضور عوامل محیطی است (۱۳). همچنین توابع توصیف‌کننده منحنی‌شیردهی در تجزیه و تحلیل ژنتیکی رکوردهای روزآزمون[1]، برای محاسبه اثر مرحله شیردهی و برآورد کواریانس بین رکوردهای روز آزمون در تجزیه و تحلیل تابعیتی نیز مفید می‌باشد (۱۳). تنوع زیاد در معادلات منحنی شیردهی در تحقیقات مختلف، به دلیل جستجو برای یافتن تابعی مناسب جهت تجزیه وتحلیل بهتر داده‌ها می‌باشد (۲۰).

فرهنگ‌فر با استفاده از توابع گامای ناقص، تابع نمایی، تابع چند جمله‌ای معکوس و مدل تابعیت چندجمله‌ای و براساس معیارهای همبستگی بین داده‌های پیش بینی شده توسط هر تابع و میانگین قدر مطلق اشتباه پیش بینی تابع گامای ناقص و تابعیت چند جمله ای را به منظور توصیف منحنی شیردهی پیشنهاد کرد (۳).

اولوری و همکاران با برازش توابع گامای ناقص وود[2]، چند جمله‌ای معکوس درجه دوم، تابع نمایی ویلمینک[3]، تابع لگاریتمی مختلط و تابع علی-شفر[4] و مقایسه آنها با معیارهای ضریب تبیین تصحیح شده و میانگین مربعات اشتباه نشان دادند که تابع علی- شفر و تابع نمایی به نحو مطلوب‌تری با داده‌های تولید شیر مطابقت داشتند (۱۳).

آتشی و همکاران بهترین تابع توصیف کننده منحنی شیردهی در گاوهای ایران را براساس ضریب تعیین تصحیح شده، واریانس خطا و ضرییب همبستگی ، تابع علی- شفر معرفی کردند (۲).

سیلوستر و همکاران جهت توصیف منحنی شیردهی از هفت تابع ریاضی وود، ویلمینک، علی- شفر، اسپلاین و سه تابع لژاندر با توانهای دوم، سوم و چهارم استفاده کردند. یکی از معیارهای مقایسه این مدل‌ها ضریب همبستگی چندگانه (R) بود که طبق این معیار تابع لژاندر با توان چهارم و تابع اسپلاین بهترین تابع بودند. توابع لژاندر با توان‌های سوم و دوم در رتبه‌های بعدی قرار گرفتند (۱۹).

اکثر مطالعاتی که تا کنون در زمینه بررسی منحنی شیردهی گاوهای شیری در سطح فنوتیپی صورت گرفته از توابعی مانند گامای ناقص (وود)، ویلمینک، علی- شفر و ... استفاده کرده‌اند و بندرت از تابع لژاندار[5] استفاده شده است (در ایران در این زمینه مطالعه ای صورت نگرفته است). یکی از مهمترین مزایای توابع لژاندر عدم همبستگی بین متغیرهای موجود در تابع و در نتیجه نبود مسأله هم خطی چندگانه در این تابع می‌باشد.

هدف از این تحقیق، بررسی منحنی شیردهی گاوهای هلشتاین شکم اول استان خراسان با استفاده از تابع لژاندار و مقایسه آن با توابع گامای ناقص (وود)، ویلمینک و علی- شفر می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق از ۲۶۰۷۰۹ رکورد روز آزمون تولید شیر گاوهای هلشتاین شکم اول در استان خراسان که در طی سالهای ۱۳۶۷ الی ۱۳۸۵ جمع‌آوری شده بود، استفاده شد.

1 - Test Day
2 - Wood Function
3 - Wilmink Expotentional Function
4 - Ali and Schaeffer Function
5 - Legendre Function

داده‌ها در ۲۰ مرحله (۱۵ روزه) مورد بررسی قرار گرفتند. حداقل و حداکثر روز شیردهی به ترتیب ۵ و ۳۰۵ روز در نظر گرفته شد.جهت تعیین پارامترهای هر تابع و برخی آماره‌ها برای مقایسه توابع از نرم افزارهای SAS و Matlab استفاده شد. برخی از خصوصیات داده‌ها در جدول ۱ نشان داده شده است.

در این مطالعه از مهمترین توابع تولید شیر (گامای ناقص (وود)، ویلمینک و علی- شفر) و مقایسه آن با تابع لژاندار استفاده شد.

فرم ریاضی توابع استفاده شده به‌صورت زیر بود:

جدول ۱. برخی خصوصیات آماری رکوردهای آزمون تولید شیر

مرحله شیردهی	تعداد رکورد	میانگین(کیلوگرم)	انحراف معیار(کیلوگرم)
۱	۱۳۷۷۳	۲۴/۲۰	۶/۱۴
۲	۱۴۲۶۲	۲۷/۴۳	۶/۶۸
۳	۱۴۴۰۰	۲۸/۴۰	۶/۹۵
۴	۱۳۵۹۰	۲۸/۵۰	۶/۹۶
۵	۱۴۳۴۷	۲۸/۳۳	۶/۹۵
۶	۱۴۳۹۲	۲۸/۰۶	۶/۸۷
۷	۱۴۲۴۲	۲۷/۶۸	۶/۸۵
۸	۱۳۳۵۷	۲۷/۳۵	۶/۸۵
۹	۱۳۹۸۷	۲۶/۹۴	۶/۸۳
۱۰	۱۴۰۵۹	۲۶/۵۳	۶/۷۰
۱۱	۱۳۷۹۱	۲۶/۰۹	۶/۷۳
۱۲	۱۲۹۶۱	۲۵/۷۷	۶/۶۰
۱۳	۱۳۵۲۶	۲۵/۲۸	۶/۷۰
۱۴	۱۳۶۰۸	۲۴/۸۷	۶/۵۵
۱۵	۱۲۹۶۹	۲۴/۲۶	۶/۶۰
۱۶	۱۲۱۹۰	۲۳/۹۴	۶/۵۴
۱۷	۱۲۲۵۶	۲۳/۳۷	۶/۴۷
۱۸	۱۱۳۰۳	۲۲/۹۹	۶/۵۲
۱۹	۹۵۳۹	۲۲/۷۱	۶/۵۲
۲۰	۸۱۵۷	۲۲/۴۵	۶/۶۲

تابع گامای ناقص

این تابع توسط وود در سال ۱۹۹۷ پیشنهاد گردید. تابع آن به‌صورت زیر است(۲۱)

$$y_t = b_0 t^{b_1} e^{-b_2 t}$$

در معادله فوق y_t، تولید شیر در زمان t، t زمان شیردهی، e تقریباً برابربا ۲/۷، b_0 پارامتری در ارتباط با تولید اولیه، b_1 پارامتری مربوط به شیب مرحله افزایشی و b2 پارامتری در ارتباط با شیب مرحله کاهشی منحنی شیر می‌باشد.

تابع ویلمینک

این تابع حالت تغییر یافته ای از تابع کبی می‌باشد و توسط ولمینک در سال ۱۹۸۷ پیشنهاد شد. معادله آن به‌صورت زیر بود(۲۱)

$$y_t = b_0 + b_1 e^{-0.05t} + b_2 t$$

پارامترهای این معادله نیز همانند معادله قبلی است.

تابع علی و شفر

این تابع توسط علی و شفر در سال ۱۹۸۷ ارائه شد و معادله ریاضی آن به‌صورت زیر است (۸).

$$y_t = b_0 + b_1 c + b_2 c^2 + b_3 w + b_4 w^2$$

در این معادله y_t تولید شیر در زمان t شیردهی، b_0، b_1، b_2، b_3 و b_4 پارامترهای این معادله هستند و $c = \frac{t}{305}$ و $w = \ln(\frac{1}{c})$ می‌باشد.

تابع لژاندر

J امین چند جمله ای لژاندر برای i امین سن استاندارد شده با استفاده از رابطه کلی زیر محاسبه می‌شود(۹).

$$\phi_j(X_i^*) = \frac{1}{2^j}\sqrt{\frac{2j+1}{2}}\sum_{m=0}^{\frac{j}{2}}(-1)^m \begin{bmatrix} j \\ m \end{bmatrix}\begin{bmatrix} 2j-2m \\ j \\ \text{(j-2m)} \end{bmatrix} X_i^*$$

که j درجه برازش چند جمله ای مورد استفاده($j=0,1,2,3,\ldots,k$) و X_i^* همان سن استاندارد شده است.

شفر در سال ۲۰۰۰ نحوهٔ محاسبهٔ ضرایب چند جمله‌ای‌های لژاندر را به‌صورت دیگری توضیح داده است (۱۴). البته استفاده از هر دو معادله نتایج یکسانی را نشان می‌دهند.

این روش با فرضیات زیر آغاز می‌شود(۱۴).

$P_0(X^*)=1$
$P_1(X^*)=X^*$

در این روش تابع لژاندر به‌صورت تابع زیر تعریف می‌شود:

$y= Ø_0(X^*).\ b_0 + Ø_1(X^*).\ b_1 + Ø_2(X^*)\ .b_2 + \ldots + Ø_j(X^*)\ .\ b_j$

از طرفی $P_{j+1}(X^*)$ برابر است با:

$$P_{j+1}(X^*) = \frac{1}{j+1}\left[(2j+1)X^* P_j(X^*) - jP_{j-1}(X^*)\right]$$

$$\phi_j(X^*) = \left[\frac{2j+1}{2}\right]^{0.5} \times P_j(X^*)$$

بدین ترتیب سه چند جمله ای اول لژاندر(j=0,1,2) عبارتنداز:

$$\phi_0(X^*) = \left[\frac{2\times 0+1}{2}\right]^{0.5} \times P_0(X^*) = \sqrt{\frac{1}{2}}$$

$$\phi_1(X^*) = \left[\frac{2\times 1+1}{2}\right]^{0.5} \times P_1(X^*) = \sqrt{\frac{3}{2}} \times X^*$$

$$\phi_2(X^*) = \left[\frac{2\times 2+1}{2}\right]^{0.5} \times P_2(X^*) = \sqrt{\frac{5}{2}} \times P_2(X^*)$$

باتوجه به مطالب گفته شده در بخشهای قبلی و نحوهٔ تشکیل جملات چند جمله ای، تابع لژاندر را می‌توان به‌صورت زیر نیز بیان کرد:

$$y_t = \sum_{j=0}^{k-1} b_{ij}\phi_j(t_m^*)$$

در رابطه فوق y_t صفت مورد نظر در زمان t، k درجه برازش تابع، b_{ij} j امین ضریب تابعیت ، $\phi_j(t_m^*)$ j امین چند جمله ای لژاندر در زمان t^* و t^* زمان استاندارد شده می‌باشد.

مرحله شیردهی مختلف تحت رکوردگیری (X_i) با استفاده از اولین و آخرین مرحله شیردهی رکوردگیری و با فرمول زیر به زمان استاندارد(X_i^*) تبدیل می‌شوند(۹).

$$X_i^* = \frac{2(a_i - a_{\min})}{(a_{\max} - a_{\min})} - 1$$

در این مطالعه برای برازش از تابع لژاندر با توان چهارم (k=5) استفاده شد. استفاده از توان چهارم به این دلایل بودند که تعداد ضرایب تابعیت این تابع با تابع علی- شفر جهت مقایسه بهتر برابر شود (یعنی در این حالت هر دو تابع دارای پنج ضریب تابعیت هستند) و از طرف دیگر توانهای بالاتر آن معنی دار نبودند.

معیارهای مورد استفاده جهت ارزیابی مدل‌ها به‌صورت زیر بود:

- مجموع مربعات خطا (SSE)
- میانگین مجموع مربعات خطا (MSE)

از تقسیم مجموع مربعات خطا بر درجه آزادی آن به‌دست آمد. با توجه به اینکه در این تحقیق از رکوردهای ۲۰ مرحله شیردهی استفاده شده است، بنابراین درجه آزادی خطا از کسر تعداد کل مشاهدات از تعداد ضرایب هر مدل به‌دست آمد. به‌عنوان مثال تابع لژاندر مورد استفاده دارای ۵ ضریب تابعیت بود که در نتیجه درجه آزادی خطا از کسر عدد ۲۰ از ۵ حاصل می‌شود.

- ضریب تعیین (R^2)

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

که در رابطه فوق SST مجموع مربعات کل می‌باشد.

- ضریب تعیین تصحیح شده(R^2 _adj)

$$R^2_{-adj} = 1 - \frac{n-1}{n-p}(1-R^2)$$

که در رابطه فوق n تعداد کل مشاهدات، p تعداد ضرایب تابعیت هر مدل می‌باشد.

- فاکتور تورم واریانس(Variance Inflation Factor)

از جمله مسائلی که در زمینه توابع مختلف وجود دارد، مسئله هم‌خطی است. هنگامی که ارتباط خطی نزدیکی بین متغیرهای تابعیتی وجود داشته باشد، هم‌خطی چندگانه وجود دارد (۵ و ۱۱).

یک بررسی کامل همخطی چندگانه متضمن امتحان کردن مقدار ضریب تعیین است که از تابعیت هر یک از متغیرهای پیشگو در مقابل تمام متغیرهای دیگر نتیجه می‌شود. رابطه بین متغیرهای پیشگو را با امتحان کردن آماره VIF می‌توان مورد قضاوت قرار داد (۵).

فرمول (۵): $VIF=(1-R^2_j)^{-1}$

که R^2_j ضریب تعیین هنگامی‌که متغیر j به p-1 متغیر (p : تعداد کل متغیرها) تابعیتی باقیمانده برگشته است، به عبارت دیگر R^2_j ضریب تعیین مدل زمانی‌که متغیر j به‌عنوان متغیر وابسته و بقیه متغیرها (صرف‌نظر از متغیر وابسته y) به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شوند. اگر x_j تقریباً بر متغیرهای تابعیتی مانده عمود باشد، R^2_jکوچک و VIF به واحد نزدیک می‌شود. چنانچه x_j وابستگی خطی به بعضی متغیرهای تابعیتی باقیمانده داشته باشد(افزایش هم‌خطی) R^2_j به سمت واحد میل کرده و در نتیجه VIF به سمت بی نهایت میل خواهد کرد (۱۱).

تجربیات عملی حاکی از آن است که اگر هر یک از VIFها از ۵ یا ۱۰ تجاوز کنند، به معنی این است که ضرایب تابعیتی ذیربط به علت همخطی چندگانه ضعیف برآورد شده‌اند (۱۱).

نتایج و بحث

جداول زیر مقادیر معیارهای مختلف جهت مقایسه توابع مختلف تولید شیر و میزان پارامترهای برآورد شده در هر تابع را همراه با اشتباه معیار و همچنین همبستگی بین پارامترهای هر تابع نشان می‌دهد.

در بیشتر تحقیقات انجام شده توسط محققان معیارهای ضریب تعیین، ضریب تعیین تصحیح شده و واریانس خطا جهت رتبه بندی توابع مورد استفاده قرار گرفته است (۱، ۲، ۳، ۶، ۱۳ و ۲۱) و از معیار VIF چشم پوشی شده است.

جدول ۲ . معیارهای مقایسه توابع منحنی شیردهی

تابع	SSE	$DF_{residual}$	MSE	R	R _adj
وود	۲/۳۶۰	۱۷	۰/۱۳۹	۰/۹۷۰	۰/۹۶۷
ویلمینک	۱۲/۱۹۰	۱۷	۰/۷۱۷	۰/۸۴۸	۰/۸۳۰
علی و شفر	۰/۱۱۰	۱۵	۰/۰۰۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
لژاندر	۲/۴۸۰	۱۵	۰/۱۶۵	۰/۹۶۹	۰/۹۶۱

براساس معیارهای جدول ۲ بهترین تابع، تابع علی- شفر بود، که با نتایج حاصل از بیشتر گزارشات مطابقت دارد (۱، ۲، ۳ و ۱۳). همچنین براساس معیارهای جدول ۲ تابع لژاندر پس از تابع وود در مقام سوم قرار داشته و تابع ویلمینک ضعیف‌ترین تابع بود. اما معیار VIF در جدول ۳ نشان دهنده این مطلب است که صحت برآورد ضرایب حاصل در تابع لژاندر نسبت به توابع دیگر مطمئن تر هستند. این مطلب را می‌توان با توجه به مقادیر معیار اشتباه آن نیز توجیه کرد. از سوی دیگر VIF نزدیک به یک در این تابع(تابع لژاندر) نشان دهنده این مطلب است که همبستگی بین متغیرها حداقل است، یعنی مسئله همخطی در آن وجود ندارد.

به‌طور کلی هر گاه هم‌خطی چندگانه وجود داشته باشد، روش حداقل مربعات برآوردهای ضعیفی از پارامترهای منفرد مدل به‌دست می‌دهد (۱۱). به عبارت دیگر ضرایب متغیرهای برآورد شده دارای انحراف اشتباه بالایی (t کوچک) خواهند بود (۵). اما این لزوماً بدین معنی نیست که حاصل مدل برازش داده شده یک پیش بینی ضعیف می‌باشد.

جدول ۳ . مقادیر پارامتر هر تابع و همچنین آماره VIF

تابع	پارامتر	مقادیر پارامتر	انحراف اشتباه هر پارامتر	مقادیر t	آماره VIF
	b0	۲۵/۸۰۹**	۰/۲۸۴	۹۰/۸۴۶	۰/۰۰۰
وود	b1	۰/۱۴۸**	۰/۰۱۱	۱۳/۲۳۰	۷/۵۳۸
	b2	۰/۰۳۰**	۰/۰۰۲	-۱۹/۵۵۰	۷/۵۳۸
	b0	۶۳/۹۹۹**	۷/۹۲۰	۸/۰۸۰	۰/۰۰۰
ویلمینک	b1	-۳۷/۷۱۹**	۸/۴۶۱	-۴/۴۶۰	۶۲/۰۵۵
	b2	-۱/۴۲۸**	۰/۲۵۹	-۵/۵۲۰	۶۲/۰۵۵
	b0	۲۲/۵۲۲**	۳/۱۸۰	۷/۰۸۰	۰/۰۰۰
	b1	۰/۱۴۹^{ns}	۴/۷۷۰	۰/۰۳۰	۵۱۳۶/۶۴۷
علی و شفر	b2	-۰/۳۶۵^{ns}	۱/۶۴۹	-۰/۲۲۰	۷۱۷/۰۲۳
	b3	۷/۳۴۹**	۱/۹۵۳	۳/۷۶۰	۶۵۰۰/۱۹۵
	b4	-۲/۲۶۶**	۰/۳۲۸	-۶/۹۱۰	۱۴۲۸/۷۷۹
	b0	۳۶/۶۰۹**	۰/۱۳۰	۲۸۱/۳۹۰	۰/۰۰۰
	b1	-۲/۳۹۲**	۰/۱۲۵	-۱۹/۱۳۲	۱/۱۰۱
لژاندر	b2	-۰/۸۶۸**	۰/۱۲۲	-۷/۱۲۱	۱/۱۴۷
	b3	۰/۸۰۷**	۰/۱۱۲	۷/۱۹۵	۱/۱۰۱
	b4	-۰/۴۵۷**	۰/۱۰۹	-۴/۲۰۳	۱/۱۴۷

**: معنی دار در سطح ۰/۰۱

ns : غیر معنی دار در سطح ۰/۰۵

جدول ۴ . مقادیر همبستگی بین پارامترهای برآورد شده در توابع مورد استفاده

تابع		b0	b1	b2	b3	b4
وود	b0	۱	-۰/۸۰۴	-۰/۵۵۸		
	b1	-۰/۸۰۴	۱	-/۹۳۰		
	b2	-۰/۵۵۸	۰/۹۳۰	۱		
ویلمینک	b0	۱	-۰/۹۹۹	-۰/۹۹۶		
	b1	-۰/۹۹۹	۱	۰/۹۹۲		
	b2	-۰/۹۹۶	۰/۹۹۲	1		
علی و شفر	b0	۱	-۰/۹۹۸	۰/۹۷۴	-۰/۹۹۸	۰/۹۹۱
	b1	-۰/۹۹۸	۱	-۰/۹۸۸	۰/۹۹۲	-۰/۹۸۱
	b2	۰/۹۷۴	-۰/۹۸۸	۱	-۰/۹۶۱	۰/۹۴۱
	b3	-۰/۹۹۸	۰/۹۹۲	-۰/۹۶۱	۱	-۰/۹۹۷
	b4	۰/۹۹۱	-۰/۹۸۱	۰/۹۴۱	-۰/۹۹۷	۱
لژاندر	b0	۱	۰	-۰/۰۶۸	۰	-۰/۱۱۶
	b1	۰	۱	۰	-۰/۲۰۹	۰
	b2	-۰/۰۶۸	۰	۱	۰	-۰/۲۸۷
	b3	۰	-۰/۲۰۹	۰	۱	۰
	b4	-۰/۱۱۶.	۰	-۰/۲۸۷	۰	۱

اگر پیش بینی‌ها محدود به ناحیه فضای متغیرها بوده و هم خطی چندگانه تقریباً برقرار باشد، نتایج پیش بینی مدل برازش داده شده اغلب قابل قبول خواهد بود. زیرا ترکیب خطی مدل مورد نظر به خوبی برآورد شده هر چند که پارامترهای مدل ضعیف برآورد شده باشند. به عبارت دیگر اگر داده‌های اصلی در امتداد ابر صفحه تابعیتی تعریف شده قرار گیرند، مشاهدات آینده هم که نزدیک این ابر صفحه قرار می گیرند، علیرغم برآوردهای نامناسب تک پارامترها می‌توانند به‌صورت دقیق پیش بینی شوند (۱۱).

نتایج حاصل نشان داد اگر چه توابع وود و علی- شفر دارای هم‌خطی شدید و همبستگی بالا بین متغیرها و ضرایبشان هستند (جدول ۴)، اما دارای قدرت پیش بینی کننده قویتری از تابع لژاندر می‌باشند.

براساس نتایج حاصل توصیه می‌شود اگر هدف برآورد دقیق ضرایب توابع می‌باشد بهتر است از تابع لژاندر برای توصیف منحنی شیردهی استفاده شود. همچنین استفاده از تابع لژاندر به دلیل دقت بالا در برآورد ضرایب تابعیت در ارزیابی ژنتیکی دامها و در نتیجه پیش بینی دقیق‌تر ارزش اصلاحی دامها در مدلهای تابعیت تصادفی توصیه می‌شود.

تشکر و قدردانی

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق توسط جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی ارائه گردیده است که بدین وسیله از مسئولین محترم این مرکز تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

۱- آتشی، ه. ۱۳۸۲. تعیین بهترین تابع توصیف کننده منحنی شیردهی در گاوهای هلشتاین ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.

۲- آتشی ، ه. ۱۳۸۳. تعیین تابع توصیف کننده منحنی شیردهی در گاوهای هلشتاین ایران. اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. ص ۶۱۸.

۳- فرهنگ فر، ه. ۱۳۷۶. مقایسه روشهای محاسبه ضرایب تصحیح صفات شیر و چربی گاوهای نژاد هلشتاین. مجله پژوهش و سازندگی. شماره۳۵، ص۱۱۲.

۴- مرادی شهر بابک، م. ۱۳۸۰. تداوم شیردهی در گاوهای شیری. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۳۲، شماره۱ ، ۲۰۲-۱۹۳.

۵- نیرومند، ح. ع. ۱۳۸۴. تحلیل تابعیت با مثال(ترجمه). چاپ اول. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.۳۸۳.

6. Fernández, C., A. Sánchez, and C. Garcés. 2002. Modeling the lactation curve for test-day milk yield in Murciano-Granadina goats. Small Rumin. Res. 46:29–41.
7. Grossman, M., A. L. Kuck, and H. W. Norton. 1986. Lactation curves of Purebred and Crossbred Dairy cattle. J. Dairy Sci. 69:195-203.
8. Jamrozik, J., G. J. Kistemaker, J. C. M. Dekkers, and L. R. Schaeffer. 1997. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. J. Dairy Sci. 80: 2550-2556.
9. Kirkpatrick, M., D. Lofsvold, and M. Bulmer. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. Genetics. 124: 979–993.
10. Lailson, M. P., A. A. T. Gonza´lez, P. P. Villago´mez, J. M. Berruecos-Villalobos, and C. G. Vasquez. 2005. Factors affecting milk yield and lactation curve fitting in the creole sheep of Chiapas-Mexico. Small Rumin. Res. 58:265–273.
11. Montgomery, D., and E. Peck. 2001. Introduction to linear regression analysis, 3nd. 678.
12. Mustafa, A. Lactation curve. (http://animsci.agrenv.mcgill.ca/courses/450/topics/ 11.pdf).
13. Olori, V. E., S. Brotherstone, W. G. Hill, and B. J. McGuirk. 1999. Fit of standard models of the lactation curve to weekly records of milk production of cows in a single herd. Livestock Production Science. 58:55–63.
14. Schaeffer, L. R. 2000. Random regression models. Available: http://www.agbu.une.edu.au/~Kmeyer/CourseNotes.html/.
15. Schneeberger, M. 1981. Inheritance of lactation curve in Swiss Brown cattle. J. Dairy Sci. 64:475–483.
16. Shanks, R. D., A. E. Freeman, and F. N. Dickinson. 1981. Postpartum distribution of costs and disorders of health. J. Dairy Sci. 64:683.688.
17. Shanks, R. D., P. J. Berger, A. E. Freeman, and F. N. Dickinson. 1981. Genetic Aspects of lactation curves. J. Dairy Sci. 64:1852-1860.
18. Sherchand, L. R.,W. McNew, D. W. Kellogg, and Z. B. Johnson. 1995. Selection of a mathematical model to generate lactation curves using daily milk yields of Holstein cows. J. Dairy Sci. 78:2507-2513.
19. Silvester, A. M., F. Petim-Batista, and J. Colaco. 2006. The Accuracy of seven mathematical functions in modeling dairy cattle lactation curves based on test-day records from varying sample schemes. J. Dairy Sci. 89:1813-1821.
20. Tozer, P. R., and R. G. Huffaker. 1999. Mathematical equations to describe lactation curves for Holstein-Friesian cows in New South Wales. Aust J. Agric. Res. 50:431-440.
21. Vargas, B., W. J. Koops., M. Herrero, and J. A. M. Van Arendonk. 2000. Modeling extended lactation of dairy cows. J. Dairy Sci. 83:1371-1380.

Comparison of some functions describing the shape of the lactation curve for Holstein cows

H. Mehraban*, H. Farhangfar, J. Rahmaninia and H. A. Soltani[1]

Abstract

A total of 260709 monthly test day milk records of 30903 first lactation Holstein cows was used to determine the best function to describe the lactation curve. The records were obtained from first lactation Holstein of 216 herds from 1988 to 2006 in Khorasan province. The functions used in current study were Wood's incomplete gamma function, Ali and Schaeffer function, and Legendre function of fifth order. Six criteria including error sum of squares, mean error sum of squares, coefficient of determination, adjusted coefficient of determination, correlation coefficient and variance inflation factor were used to compare the performance of the functions. The results indicated that Ali and Schaeffer function was more preferable than other functions when the variance inflation factor was ignored. However the Legendre function was found to be more appropriate than other functions when the variance inflation factor was considered.

Key words: Holstein cow, Shape of lactation curve, Mathematical functions, Inflation variance factor

1 - A Contribution from Tehran & Birjand & Zabol University and Khorasan Razavi Jahad – e – Keshavarzi
* - Corresponding author Email: hm-3564@yahoo.com