نشریه پژوهش‌های علوم دامی/ جلد ۲۳ شماره ۲/ سال۱۳۹۲

بررسی امکان بکار گیری تابع وود (گامای ناقص) در مدل تابعیت تصادفی به منظور برازش رکوردهای روزآزمون تولید شیر

زهرا پزشکیان[۱]، عبدالاحد شادپرور*[۲]، ساحره جوزی شکالگورابی[۳] و بهروز محمد نظری[۴]

تاریخ دریافت: ۹۰/۹/۲ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۰/۱۰

[۱] دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه علوم دامی دانشکده علوم کشاورزی دانشگاه گیلان

[۲] دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه گیلان

[۳] استادیار گروه علوم دامی دانشگاه آزاد واحد شهر قدس

[٤] کارشناس ارشد مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور

*مسئول مکاتبه: E-mail: shadparvar@yahoo.com

چکیده

گرچه تابع وود به دلیل در برگرفتن ضرایبی که توجیه بیولوژیک دارند در تحقیقات مربوط به منحنی شیردهی از اهمیت زیادی برخوردار است اما تا اکنون از این تابع در مدل تابعیت تصادفی استفاده نشده است. لذا هدف این تحقیق بررسی امکان برازش تابع وود بر رکوردهای روز آزمون گاو شیری تحت مدل تابعیت تصادفی بود. برای این منظور از ۷٤۳۲۰۵ رکورد روزآزمون تولید شیر دوره اول ۸۱۱۹۲ رأس گاو هلشتاین از ٤٦ گله که در فاصله ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ جمع آوری شده بود، استفاده شد. برای برازش تابع وود از شکل خطی آن استفاده شد که یک چند جمله ای با سه پارامتر بود. برای ارزیابی نتایج حاصل از تابع وود از سه تابع چند جمله ای لژاندر که درجه برازش اثرات ژنتیکی افزایشی آن ها ۳ بود،استفاده شد. وراثت پذیری تولید شیر روزانه حاصل از تابع خطی وود در اکثر روزهای دوره شیردهی بالاتر از وراثت پذیری های بدست آمده توسط توابع چند جمله‌ای لژاندر بودند که نشان دهنده شایستگی بیشتر این تابع در ارزیابی ژنتیکی است. ارزش ارثی حیوانات توسط تابع خطی وود و توابع چندجمله‌ای لژاندر دارای همبستگی ۹۰٪ بود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که امکان استفاده از تابع وود در مدل تابعیت تصادفی وجود دارد و می توان هم از ویژگی ها مطلوب این تابع و هم از مزایای تابعیت تصادفی برای تبیین اختلاف ژنتیکی گاوها از نظر منحنی شیردهی استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: پارامترهای ژنتیکی، مدل تابعیت تصادفی، تابع وود، گاو شیری

Investigating the possibility of using Wood function (incomplete gamma function) in random regression model to fit on the test day records of milk yield

Z Pezeshkian[1], A A Shadparvar[*2], S Joezy-Shekalgorabi[3] and B Mohammad Nazari[4]

Received: November 23, 2011 Accepted: December 30, 2012

[1]Graduated Student, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran
[2]Associate Professor, Department of Animal Science, Shahr-e-Qods Branch ofIslamic Azad University, Tehran, Iran
[3]MSc, Center for Animal Breeding and Animal Production Improvement, Karaj, Iran
[*]Corresponding author: Email: shadparvar@yahoo.com

Abstract

Although Wood function is of great importance to studying lactation curves because of its coefficients with biological interpretation, it has not been used under a random regression models. The objective of this study was to investigate the possibility of fitting Wood function on the test day records of dairy cows under a random regression model. Data was consisted of 743,205 test day records in first lactation of 81,192 Holstein cows from 46 herds in Iran which have been collected during 1991 to 2008. Linear form of Wood function which was a polynomial of 3 has been used. Three forms of Legendre polynomial functions with third order for additive genetic effects were also applied to evaluate the results of Wood function. Heritability estimates for daily milk yield obtained by linear form of Wood function were higher than those obtained by Legendre functions in most days indicating its advantage for genetic evaluations. Correlation between breeding values of animals predicted by linear form of Wood function and Legendre functions was 90%. In conclusion, Wood function can be employed in random regression models causing exploitation its desired characteristics and the advantages of random regression models to explain the genetic variations of dairy cows' lactation curve.

Keywords: Genetic parameters, Random regression model, Wood function, Dairy cows

مقدمه

یکی از مدل‌های مورد استفاده در مطالعه رکورد های روز آزمون تولید شیر مدل تابعیت تصادفی است که به دلیل در نظر گرفتن اختلاف ژنتیکی بین حیوانات از نظر شکل منحنی شیردهی اهمیت زیادی پیدا نموده است. در این مدل اثر ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی حیوانات با تعدادی ضرایب تابعیت تصادفی جایگزین می‌شود. در واقع منظور کردن ارزش اصلاحی هر حیوان به صورت ضرایب تابعیت تصادفی در مدل به مفهوم وارد کردن ارتفاع و شکل منحنی شیردهی برای آن حیوان در مدل است.

تغییرات تولید شیر در طول دوره شیردهی را منحنی شیردهی گویند. آگاهی از تغییرات تولید شیر گاوهای شیری در طول دوره شیردهی در تعیین بازدهی بیولوژیکی و اقتصادی یک گاو از نظر تغذیه و انتخاب مؤثر است (مرادی شهربابک ۱۳۸۰). تا کنون توابع ریاضی متعددی جهت توصیف منحنی شیردهی مورد استفاده قرار گرفته است کهیکی از آن ها تابع گامای ناقص است که توسط وود (۱۹٦۷) پیشنهاد شد و امروزه به تابع وود معروف است. این تابع به صورت رابطه زیر بیان می شود:

$$Y_t = at^b e^{-ct}$$

که در آن Y_t میانگین تولید شیر روزانه در روزtام دوره شیردهی،aتولید اولیه، b شیب مرحله افزایشی و c شیب مرحله کاهشی منحنی شیردهی است.

آتشی و همکاران (۱۳۸٦) پس از مقایسه هفت تابع ریاضی مختلف برای توصیف منحنی شیردهی گاوهای شیری نتیجه گرفتند که تابع وود از نظر ضریب تعیین بهترین تابع است. از تابع وود در شبیه سازی تولید شیر گاوهای شیری در طی دوره شیردهی استفاده های زیادی شده است. ون آرندونک (۱۹۸۵) برای ارائه یک مدل قطعی از سیستم گاو شیری و به منظور برآورد هزینه ها و درآمدهای آن از تابع وود استفاده کرد. کلانتری و همکاران (۲۰۱۰) از تابع وود در شبیه سازی تولید شیر دوره استفاده کرد و در یک مدل برنامه ریزی پویا سیاست بهینه حذف و جایگزینی در گاوهای شیری ایران را بررسی نمود.

در تجزیه و تحلیل تولید شیر با استفاده از مدل‌های تابعیت تصادفی، از توابع مختلفی برای توصیف منحنی شیردهی استفاده می‌شود. جامروزیک و همکاران (۱۹۹۷)، کوبیوسیو همکاران (۲۰۰۵) و ون درلیندو همکاران (۲۰۰۰) برای توصیف منحنی شیر از تابع ویلمینک (۱۹۸۷)، مرادی شهر بابک (۱۳۷۹)، سوالو(۱۹۹۵)، جامروزیک و شفر(۱۹۹۷) و کتونن وهمکاران(۲۰۰۰) از تابع علی و شفر (۱۹۸۷) استفاده نمودند. امروزه بیشتر محققان برای توصیف منحنی شیر از چندجمله ایهای متعامد لژاندر استفاده می-کنند(سید شریفی و همکاران ۱۳۸۵،پول و میوئسین ۲۰۰۱، جاکوبسن و همکاران ۲۰۰۲، لیدوار و همکاران۲۰۰۳، استرابل و همکاران۲۰۰۱و ۲۰۰۵). علی رغم این که تابع وود یکی از توابع مهم درتوصیف منحنی شیردهی است اما تاکنون از مدل‌های تابعیت تصادفی برای برازش این تابع استفاده نشده است که دلیل اصلی آن شکل نمایی و غیر خطی است.

با توجه به این که تا کنون تحقیق منشتر شده ای از به کارگیری مدل تابعیت تصادفی برای برازش تابع وودبرروی رکوردهای روز آزمون تولید شیر گاوهای شیری وجود ندارد، هدف این تحقیقبررسی امکان بکارگیری تابع وود درمدل تابعیت تصادفی برای آنالیز ژنتیکی رکورد های روز آزمون تولید شیر گاوهای شیری ایران بود.

مواد و روش‌ها

داده ها

در این تحقیقاز ۷٤۳۲۰۵ رکورد روزآزمون شیر متعلق به زایش اول ۸۱۱۹۲رأس گاو هلشتاین از ٤٦ گله که توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ جمع آوری شد، استفاده به عمل آمد.این داده ها پس از ویرایش فایل اولیه باقی ماندند به نحوی که همه دام‌ها دارای پدر ثبت شده بوده وحداقل تعداد دختر به ازای هر پدر ۱۰ رأس؛ تعداد رکوردهای روزآزمون هر حیوان حداقل ۸ و حداکثر ۱۲؛ تعداد دفعات دوشش در روز ۳؛ مقدار شیر تولیدی در هر روز آزمون حداقل ۲ و حداکثر ٤۸ کیلوگرم؛ دامنه دوره شیردهی بین روزهای ۵ و ۳۰۵؛ سن زایش دام ها بین ۲۰ تا ۳٦ ماه و تمام گلههای دارایرکورد حداقل ۱۵۰ رأس گاو بودند. بررسی ساختار آماری داده‌ها با استفاده از نرم افزار SAS 9.1 و محاسبات مربوط به تشکیل ماتریس های مورد نیاز در برآورد ارزش ارثی حیوانات توسط MATLAB 7 انجام شد.

مدل

یکی از مشکلات استفاده از مدل تابعیت تصادفی برای برازش تابع وود بر رکورد های روز آزمون شکل نمایی و غیر خطی آن است. برای حل این مشکل، در این تحقیق از تابع وود لگاریتم گرفته شد و شکل خطی آن به صورت زیر بدست آمد که از این پس به تابع خطی وود نامیده می شود:

$$Ln(Y_t) = ln(a) + b \times ln(t) - c \times t$$

این مدل لگاریتم تولید شیر هر روز را به صورت تابعی از مجموع یک ضریب ثابت $(ln(a))$ ، حاصل ضرب b در

لگاریتم روز شیردهی و حاصل ضرب منفی c در روز شیردهی تعریف می کند.

$$Ln(y_{ijkl}) = G_i + Y_S_j + HTD_k + \sum_{n=1}^{2} b_n(BP_{ijkl})^n + \sum_{n=1}^{2} b_n(age)^n + \sum_{n=0}^{2} \beta_n f(dim)_n + \sum_{n=0}^{2} \alpha_n f(dim)_n + \sum_{n=0}^{2} \gamma_n f(dim)_n + \varepsilon_{ijkl}$$

که در این رابطه$ln(y)$لگاریتم رکورد روزآزمون تولید شیر؛ Gاثر ثابت کشور تولید کننده اسپرم پدر (ایرانی و خارجی)؛ Y_Sاثر ثابت سال_فصل زایش؛ HTDاثر ثابت تاریخ گله_روزآزمون؛b_nضریب رگرسیون ثابت برای متغیر کمکی سن زایش (age) یا درصد توارث هلشتین (BP)؛β_n، ضریب تابعیت ثابتبرای n امین چند جمله ای تابع خطی وود از روز شیردهی ($f(dim)_n$ که تعریف آن ها در ادامه می آید)؛α_n ضریب تابعیت تصادفی اثر ژنتیکی افزایشیحیوان؛ γ_n ضریب تابعیت تصادفی اثر عوامل محیطی دائمی حیوان وε_{ijkl}اثر باقیمانده است.

با توجه به شکل خطی بدست آمده برای تابع وود، چند جمله ای های زیر برای روز شیردهی تعریف می شوند:

$$f(dim)_n = \begin{cases} 1 & ,n = 0 \\ ln(dim) & ,n = 1 \\ -(dim) & ,n = 2 \end{cases}$$

بنا براین برای این مدل به ازای هر رکورد روز آزمون در فایل داده سه ستون اضافی در نظر گرفته شد، که به ترتیب عدد ۱، لگاریتم روز شیردهی و منفی روز شیردهی مربوط به آن رکورد روز آزمون قرار می گرفت.

بررسی امکان استفاده از مدل تابعیت تصادفی برای برازش تابع وود بدون مقایسه نتایج آن با برازش یکی از توابع مرسوم در این نوع مطالعات میسر نیست، لذا در این تحقیق از مدل دیگری نیز که مبتنی بر برازش چند جمله ای های لژاندر بود استفاده شد:

بر این اساس مدل تابعیت تصادفی به صورت زیر برای لگاریتم رکوردهای روز آزمون تعریف شد:

$$y_{ijkl} = G_i + Y_S_j + HTD_k + \sum_{n=1}^{2} b_n(BP_{ijkl})^n + \sum_{n=1}^{2} b_n(age)^n + \sum_{n=0}^{2} \beta_n \emptyset(dim)_n + \sum_{n=1}^{k_a} \alpha_n \emptyset(dim)_n + \sum_{n=1}^{k_{pe}} \gamma_n \emptyset(dim)_n + \varepsilon_{ijkl}$$

در این مدل، $\emptyset(dim)_n$ ، n امین چند جملهای لژاندر از روز شیردهی،K_aوK_{pe}به ترتیب درجات برازش توابع کواریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی میباشد و تعریف سایر اجزای مدل مطابق مدل قبل است.

کلیه آنالیزها تحت مدل حیوان و با استفاده از نرم افزار WOMBAT 1.0 (مایر ۲۰۰۷)، الگوریتمAI-REML و در محیط لینوکس انجام شدند. اگر چه این نرم افزار برای برازش منحنی های لژاندر از توابع پیش تعریف شده استفاده می کند ولی امکان تعریف منحنی های دیگری را به دلخواه کاربر پیش بینی کرده است.منحنی تابع خطی وود با استفاده از سه ستون اضافی تعریف شده در فایل داده به نرم افزار معرفی شد. برازش چندجملهای لژاندر برای اثرات ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی به ۳ حالت متفاوت انجام شد که عبارت بودند از (۳و۳)، (۳و٤) و(۳و٥). چون تابع وود دارای ۳ پارامتر بود، به منظور امکان مقایسه نتایج دو مدل، برای اثر ژنتیکی افزایشی نیز درجه برازش ۳ در نظر گرفته شد. در همه مدل ها فرض شد که واریانس باقیمانده در طی دوره شیردهی یکنواخت است. بهترین مدل چند جمله ای لژاندر با استفاده از آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی مشخص و سپس نتایج آن مدل با نتایج حاصل از مدل تابع خطی وود مقایسه شد. به دلیل اینکه ماهیت مشاهدات در مدل مربوط به تابع لژاندر با ماهیت مشاهدات مربوطه در تابع خطی شده وود متفاوت بودند، برای مقایسه این دو مدل از معیار درصد مربع اریبی یا Percentageof Squared Bias (علی و شفر ۱۹۸۷ و استرابل و همکاران ۲۰۰۵) استفاده شد. برای

محاسبه درصد مربع اریبی (PSB) از معادله زیر استفاده شد:

$$PSB = \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i)^2} \times 100$$

در این معادله n نشان دهنده تعداد مشاهدات، y_i مشاهده i ام، $\hat{y}_i$مقدار تصحیح شده آن مشاهده است. مدل با PSB کوچکتر به عنوان مدل مناسب تر انتخاب می شود. مقادیر مورد نیاز $(y_i - \hat{y}_i)$ در این معادله از فایل خروجی برنامه WOMBAT 1.0 تحت عنوان residuals.dat قابل دسترسی است.

برای برآورد اجزای واریانس و کوواریانس اثرات ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی روزهای مختلفi و j از معادله زیر استفاده شد (جاکوبسن و همکاران، ۲۰۰۲).

$\sigma^2_{a(i,j)}=F_i K_a F'_j$
$\sigma^2_{pe(i,j)}=F_i K_{pe} F'_j$

در این معادلاتF_i بردار چند جمله ای های تابع خطی وود یا لژاندر مربوط به روز i ام شیردهی؛ K_aو K_{pe}بهترتیب ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب تابعیت تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی به چند جمله ای های تابع خطی وود یا لژاندر می‌باشد. واریانس فنوتیپی در هر روز از دوره شیردهی از مجموع واریانس ژنتیکی، واریانس محیطی دائمی و واریانس باقی مانده (مقدار ثابت) در آن روز به‌دست آمد.

وراثت پذیری تولید شیر در روزهای مختلف شیردهی با استفاده از رابطه زیر برآورد شد (جاکوبسن و همکاران ۲۰۰۲):

$$h_i^2 = \frac{\sigma^2_{a(i,i)}}{\sigma^2_{p(i,i)}}$$

در این رابطهh^2_i، وراثت پذیری صفت تولید شیر درiامین روز دوره شیردهی و$\sigma^2_{p(i,i)}$واریانس فنوتیپی صفت مذکور در آن روز است.

ارزش اصلاحی حیوان iام در روز tام دوره شیردهی به کمک معادلهزیر برآورد گردید(جاکوبسن و همکاران ۲۰۰۲):

$$EBV_{it} = \sum_{j=1}^{K_a} \alpha_{ij} F_j(dim_t)$$

که α_{ij} ضریب تابعیت تصادفی ژنتیکی افزایشی مربوط به حیوان iام است.بدین ترتیب ارزش اصلاحی حیوان iام برای کل ۳۰۵ روز شیردهی از طریق جمع ارزش اصلاحی تک تک روزهای شیردهی پیش بینی می‌گردد.

نتایج و بحث

مقایسه توابع لژاندر و تابع خطی وود

ساختار مدل‌های مبتنی بر توابع چند جمله ای لژاندر و تابع خطی وود به همراه لگاریتم تابع درست‌نمایی به دست آمده در زمان رسیدن به همگرایی، در جدول ۱ نشان داده شده است. در مدل‌های مبتنی بر توابع چند جمله ای لژاندر، به موازات افزایش لگاریتم تابع درست-نمایی، برازش مدل بهبود یافته و میزان واریانس باقی-مانده کاهش یافت.

جدول ۱- نتیجه برازش توابع چند جمله ای های لژاندر با درجات متفاوت اثرات ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی و تابع وود

تابع	درجه برازش K_aK_{pe}		تعداد پارامتر	لگاریتم تابعدرستنمایی	واریانسباقیمانده
۱	۳	۳	۱۳	-۱۴۳۵۲۱۴/۳۴۸	۱۰/۸۵۵۱
۲	۳	٤	۱۷	-۱۴۲۵۵۳۸/۵۵۲	۹/٦٤۱٦۸
۳	۳	٥	۲۲	-۱۳٤٥۳۰۳/۰۱۳	۸/۸٤٦٤۹
وود	۳	۳	۱۳	۷۲٤۸۱۰/۸۱۱	۰/۰٥٦۱٦٦۸

اختصاص درجه برازش کمتر به اثر ژنتیکی افزایشی در مقایسه با محیط دائمی برای حصول به بهترین برازش توصیه شده است (لوپز-رومرو ۲۰۰۳). پول و میوسین (۲۰۰۰) و پول و همکاران (۲۰۰۰)، برآورد اریب از واریانس ژنتیکی افزایشی و در نتیجه وراثت‌پذیری را در اثر استفاده از مدل رگرسیون تصادفی با درجه برازش بالاتر برای اثر ژنتیکی افزایشی در مقایسه با اثر محیطی دائمی گزارش کردند. البته در صورت بالاتر بودن درجه برازش جزء محیطی، مقداری از واریانس ژنتیکی افزایشی در این جزء وارد شده و واریانس ژنتیکی و در نتیجه وراثت پذیری کمتر از حد واقعی برآورد میشود (ویر کمپ وگادارد ۱۹۹۸).

آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی در سطح ٥ درصد نشان داد که مدل ۳ دارای اختلاف معنی داری با مدل های ۱ و ۲ است به طوری که مدل ۳ بهترین مدل تحت چند جمله ای های لژاندر محسوب می شود. اما ملاحظه لگاریتم تابع درستنمایی مربوط به مدل مبتنی بر تابع خطی وود که یک عدد مثبت است به نظر می رسد که این تابع موجب برازش بهتری از تمام توابع لژاندر می شود.

برای مقایسه صحیح تر تابع لژاندر با تابع خطی وود مقادیر PSB این دو مدل به ترتیب برابر $۱/۷۱ \times ۱۰^{-٤}$ و $۲/٦۱ \times ۱۰^{-٥}$ بدست آمد که نشان دهنده برتری جزئی تابع خطی وود نسبت به تابع لژاندر است، هر چند که مقدار محاسبه شده برای هر دو مدل بسیار نزدیک به صفر بوده و قابل صرفنظر کردن است.

پارامترهای تابع خطی وود

برآورد واریانس ها و کواریانس های ضرایب تابعیت تصادفی اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات محیط دائمی مربوط به تابع خطی وود در جدول ۲ ارائه گردیده است. سومین ضریب رگرسیون دارای واریانس بسیار کم و نزدیک به صفر است، که نشان می دهد در تعیین مقدار متغیر وابسته نقش چندانی ندارد.

جدول۲- برآورد واریانس (عناصر قطری)، کواریانس (عناصر پایین قطر) و همبستگی (عناصر بالای قطر) ضرایب تابعیت تصادفی اثرات ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی مربوط به تابع خطی وود

ژنتیکی افزایشی				محیطی دائمی			
	a_0	a_1	a_2		Pe_0	Pe_1	Pe_2
a_0	۰/۱۹۷	-۰/۹۱۹	-۰/٥٦٤	Pe_0	۰/۸۹۲	-۰/۹٤٤	-۰/٦۸٥
a_1	-۰/۰٥۱٥	۰/۰۱٥۹	۰/۷۲٤	Pe_1	-۰/۲۲۸	۰/۰٦٥	۰/۸۳۲
a_2	-۰/۰۰۰٤	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۲	Pe_2	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱

در شکل ۱ واریانس های ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی و فنوتیپی رکوردهای روزآزمون بر اساس تابع خطی وود نشان داده شده است.واریانس ژنتیکی افزایشی لگاریتم تولید شیر روزانه در ابتدای دوره شیردهی بالا بود. اما با طی نمودن یک روند نزولی به حداقل مقدار خود در روزهای ۳۵ تا ۳۷ شیردهی رسیدو پس از آن به تدریج شروع به افزایش نمود به گونه‌ای که در انتهای دوره حداکثر مقدار را نشان داد.

واریانس محیطی دائمی تا روز ۹۸ شیردهی روند کاهشی داشت. پس از روز ۹۸ تاروز ۱۱۳تغییرات چندانی در این مولفه مشاهده نشد. اما بعد از روز ۱۱۳ تا انتهایدوره واریانس محیطی دائمی روند افزایشی ملایمی داشت. با توجه به روند مشاهده شده در واریانس محیطی دائمی و با توجه به اینکه واریانس محیط دائمی در یک جامعه بیانگر میزان همبستگی محیطی بین تکرارهای مختلف یک صفت است، می‌توان نتیجه گرفت که از نظر عوامل محیطی دائمی در ابتدا و انتهای دوره شیردهی شباهت بیشتری بین تکرارهای یک حیوان وجود دارد و پیش بینی صحیح تر رکوردهای همجوار را در این نواحی امکان پذیر می سازد.

واریانس فنوتیپی برای هر روز از دوره شیردهی، از مجموع مولفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی و باقی‌مانده برای آن روز محاسبه شد.واریانس فنوتیپی لگاریتم تولید شیر روزانه در مراحل مختلف دوره شیردهی یکسان نبوده ودر اواسط دوره شیردهی به حداقل مقدار خود رسید.واریانس فنوتیپی در مراحل ابتدایی و انتهایی دوره شیردهی مانند واریانس‌های ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی غیر یکنواخت‌تر از اواسط دوره بود.با توجه به ثابت فرض کردن واریانس باقی‌مانده در این تحقیق، علت غیر یکنواخت بودن واریانس فنوتیپی در دو انتهای منحنی شیردهی را می‌توان به بالاتر بودن واریانس ژنتیکی افزایشی و واریانس محیطی دائمی در ابتدا و انتهای دوره شیردهی ربط داد.

تغییرات وراثت‌پذیری لگاریتم تولید شیر روزانه در طی دوره شیر دهی در شکل ۲ نشان داده شده است. همان طور که از این شکل دیده می شود، پس از یک کاهش در اوایل دوره شیردهی، روند افزایشی به سمت انتهای دوره وجود دارد. پایین بودن میزان وراثت پذیری در اوایل دوره شیردهی به کوچک بودن واریانس ژنتیکی افزایشی در این مرحله مربوط می‌باشدو افزایش آن به سمت اواسط شیردهی بیشتر تابعی از افزایش واریانس ژنتیکی افزایشی می‌باشد تا کاهش واریانسمحیطی دائمی.

در شکل ۲ تغییرات وراثت‌پذیری لگاریتم رکوردهای روزآزمون حاصل از تابع لژاندرمدل ۳ همراه با مقادیر مربوط بهتابع خطی وود نشان داده شده است. دراکثر روزهای دوره شیردهی وراثت پذیری حاصل از تابع وود در سطح بالاتری نسبت به مقدار وراثت پذیری حاصل از تابع لژاندر قرار داشت. بنابراین می توان انتظار داشت که در صورت استفاده از مقایر لگاریتم طبیعی رکوردهای روز آزمون بتوان به پاسخ انتخاب بیشتری دست یافت.

پیش بینی ارزش ارثی تولید شیر

در جدول ۳برآورد ضرایب رگرسیون تصادفی ارزش ژنتیکی افزایشی و اثر محیطی دائمی متعلق به لگاریتم رکورد روز آزمون چند حیوان که به طورتصادفی از فایل شجره انتخاب شدند دیده می شود.

جدول۳- ضرایب رگرسیون تصادفی ارزش ژنتیکی افزایشی و اثرات محیطی دائمی به چند جمله ای های تابع خطی وود نمونه‌ای از حیوانات

شماره دام	a_0	a_1	a_2	p_0	p_1	p_2
۶۸۶۳۱	-۰/۰۷۰۷	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۷	-۰/۸۵۲۶	۰/۱۵۳۸	۰/۰۰۲۹
۹۴۱۶۶	۰/۰۰۵۱	-۰/۰۱٤	۰/۰۰۰۲	۰/۰۸٦۲	-۰/۰۳۷۲	-۰/۰۰۰۰۳
۱۳۸۵۷۶	۰/۰۹۷	-۰/۰۱٦۲	-۰/۰۰۰۳	-۰/۱٤۹۱	۰/۰٤۱۳	۰/۰۰۰۰۹
۱۴۷۳۲۷	۰/۰۷۱۹	-۰/۰۲۲	-۰/۰۰۰۹	۰/۱۰۹۱	-۰/۰۱۷۷	-۰/۰۰۰٦۱
۱۶۷۲۳۵	-۰/۳۸۳	۰/۰۸٤۸	-۰/۰۰۰۱	-۱/٦۸۲۳	۰/۳٤۹۹	۰/۰۰۰۸۸۷
۱۹۳۳۷۶	۰/۰۵۳٦	-۰/۰۱۹۹	-۰/۰۰۰۲	-۰/۲۵۹۳	۰/۰۵۸۲	-۰/۰۰۰۰٦۸

جدول ٤ برآورد ارزش ارثی لگاریتم تولید شیر ۳۰۵ روزه را برای حیوانات جدول ۳ به همراه برآورد ارزش ارثی حاصل از تابع لژاندر انتخاب شده نشان می دهد که می توان با تبدیل عکس لگاریتم، مقادیر ارزش اصلاحی تولید شیر ۳۰۵ روز را برای این حیوانات بدست آورد.

با استفاده از برآورد ضرایب تابعیت تصادفی ارزش ژنتیکی افزایشی به چند جمله ای های لژاندر، ارزش ارثی تولید شیر ۳۰۵ روزه براساس چندجمله‌ای‌های تابع لژاندر نیز بدست آمد. در نتیجه با توجه به مقادیر ارزش ارثی لگاریتم تولید شیر و تبدیل عکس لگاریتم، برای هر حیوان ۲ نوع ارزش اصلاحی محاسبه شد. سپس این دو سری ارزش ژنتیکی با هم مقایسه شدند.

جدول۴- برآورد ارزش ژنتیکی افزایشی لگاریتم تولید شیر ۳۰۵ روزه نمونه‌ای از حیوانات به همراه برآورد مربوط به تابع لژاندر

شماره دام	EBV_{305_LnWood}	$EBV_{305_L(3,5)}$
٦۸٦۳۱	-۵۵/۲	-۹۹۲
۹٤۱٦٦	-۲۸/۰	-۷۸۹
۱۳۸۵۷٦	۱۹/۹	۵۰۰
۱٤۷۳۲۷	۳۱/۹	۸٤۹
۱٦۷۲۳۵	۱۱/۷	۳٤۱
۱۹۳۳۷٦	-۳/۲	-۹۵/۹

در جدول ۵رتبه ارزش ارثی ۲۰ پدر برتر از نظر دو نوع محاسبه نشان داده شده است. به عنوان مثال گاو نر شماره ۱٤۵۰٦۹ در هر دو نوع محاسبه دارای رتبه اول از نظر ارزش ارثی بود. همان گونه که از این جدول مشاهده می شود اگر رتبه بندی حیوانات بر اساس تابع خطی وود انجام شود می توان به نتیجه بسیار مشابه با آنچه که از تابع لژاندر انتظار می رود دست یافت.

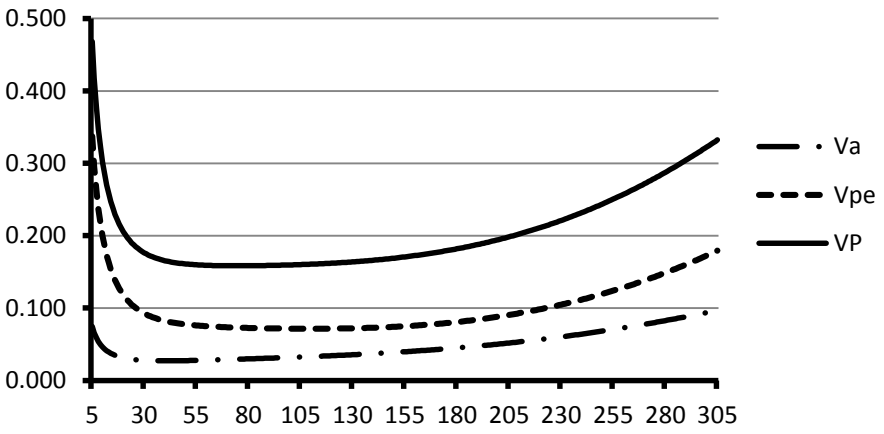
همبستگی رتبه ای ارزش ژنتیکی لگاریتم تولید شیر بر اساس تابع وود با چندجمله‌ای‌های لژاندر ۰/۹ بود.

نتیجه گیری

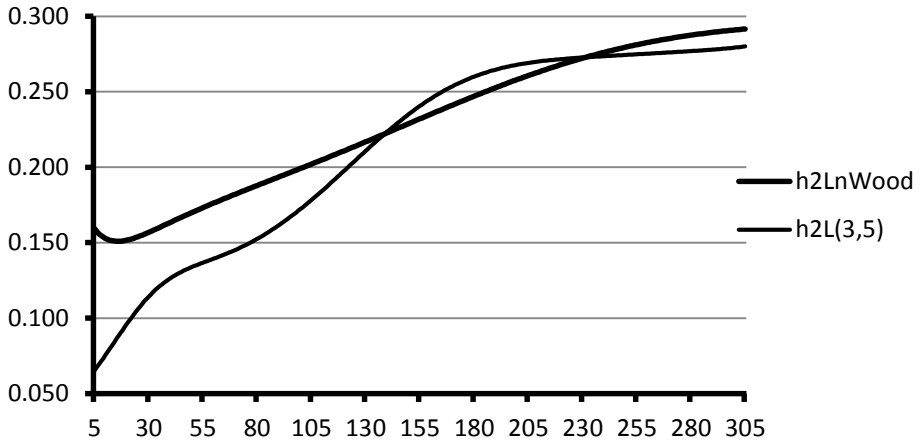
این تحقیق نشان داد که می توان تابع وود را بر رکورد های روز آزمون تولید شیر با استفاده از مدل تابعیت تصادفی استفاده نمود. برای این کار لازم است که تابع وود با لگاریتم گرفتن خطی شود. با این کار علاوه بر استفاده از مزایای تابعیت تصادفی یعنی منظور نمودن منحنی مجزا برای هر یک از حیوانات در مدل، میتوان از مزایای تابع وود یعنی دارا بودن توجیه بیولوژیک برای هر کدام از پارامترهای تابع بهره گرفت. نتایج حاصل از تابع خطی وود نشان داد که نتیجه رتبه بندی حیوانات با نتیجه حاصل از تابع لژاندر همبستگی ۹۰ درصد دارد.

جدول ۵- شماره بالاترین ۲۰ پدراز نظر ارزش ارثیپیش بینی شده بر اساس سه روش مختلف

رتبه EBV_{305}	تابع خطی وود	تابع لژاندر
۱	۱٤٥۰٦۹	۱٤٥۰٦۹
۲	۲۰۹	۱٥٥۲۹۹
۳	۱۹۲۷۹٤	۱۰٦۸۰۱
٤	٦۷۷۳٦	۱۱۷۱
٥	۱٥٥۲۹۹	۱۳٥۳۳۱
٦	۱۰٦۸۰۱	۱۳٤۹۲٥
۷	۱٤۷۹٦۰	۱٥۷۱۷۲
۸	۱٥۷۱۷۲	۱۷۰۷۹٥
۹	٦٤٦٥۱	۱۹۱۱٤۱
۱۰	۱۱۷۱	۱۰٦۸۷٤
۱۱	۱٥٥۰٦۹	۱۱۲٥
۱۲	۱۳٥۳۳۱	۱۰٦۷۸۳
۱۳	۱۰٥٦٦٦۰	۱۰٦٦۲۳
۱٤	۱۹۱۰۹۲	۱۲٤۷۹٦
۱٥	۱۰٦۷۸۳	۱۰٤۲٤۱
۱٦	٦٦٥۹۱	۹۹۷٤٤
۱۷	۱٥۷۸۰۳	۱٤۷۹٦۰
۱۸	۱۳٤۹۲٥	۱٤۲٤۸٤
۱۹	۱۹۱۱٤۱	۹۹٦٤۲
۲۰	۱۷۰۷۹٥	۷۷۹۰۹



شکل ۱- واریانس های ژنتیکی افزایشی(Va)، محیطی دائمی(Vpe)، و فنوتیپی (VP)رکوردهای روزآزمون لگاریتم تولید شیر دوره اول شیردهی



شکل ۲- مقایسه وراثت پذیری رکوردهای روزآزمون بدست آمده توسط تابع لژاندر و وود

منابع مورد استفاده

آتشی ه، مرادی شهر بابک م، مقیمی اسفند آبادی ا، ۱۳۸٦. بررسی روند تغییرات تولید شیر در طول دوره شیردهی با استفاده از توابع ریاضی در گاوهای هلشتاین ایران. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۳۸، شماره ۱، ۷٦-٦۷.

مرادی شهر بابک م، ۱۳۸۰. تداوم شیردهی در گاوهای شیری. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۳۲، شماره ۱، ۲۰۲-۱۹۳.

سید شریفی ر، اسکندری نسب م پ، امانلو ح، فتحی آچاچلویی ب، ۱۳۸۵. بررسی همبستگی بین روشهای مختلف محاسباتی تداوم شیردهی با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی در گاوهای هلشتاین ایران. مجله علم و فناوری، جلد ۵، شماره‌های ۱ و ۲، صفحه: ۹۲-۸۳.

Ali TE and Schaeffer LR, 1987. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. Can J Anim Sci 67: 637-644.

Cobuci JA, Euclydes RF, Opes PS, Costa CN, Torres RA and Pereira CS, 2005. Estimation of genetic Parameters for test-day milk in Holstein cows using a random regression model. Genet Mol Biol 28: 75-83.

Jakobsen JH, Madsen P, Jensen J, Pedersen J, Christensen LG and Sorensen DA, 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML J Dairy Sci 85: 1607-1616.

Jamrozik J and Schaeffer LR, 1997. Estimates of genetic parameters for test-day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. J Dairy Sci 80: 762-770.

Jamrozik, J, LR Schaeffer and Dekkers JCM, 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. J Dairy Sci 80: 1217-1226.

Kalantari AS, Mehrabani-Yeganeh H, Moradi M, Sanders AH and De Vries A, 2010. Determinating the optimum replacement policy for Holstein dairy herds in Iran. J Dairy Sci 93: 2262-2270.

Kettunen A, Mantysaari EA 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.

Lidauer M, Mäntysaari EA and Stranden I, 2003, Comparison of test-day models for genetic evaluation of production traits in dairy cattle. Livest Prod Sci 79: 73–86.

Lopez-Romero P, Rekaya R and Carabano MJ, 2003.Assessment of Homogeneity vs. Heterogeneity of Residual Variance in Random Regression Test-Day Models in a Bayesian Analysis. J Dairy Sci 86: 3374–3385.

MATLAB. 2009. Ver. R2009a. The Mathworks. Inc. USA.

Meyer K, 2007. WOMBAT – A tool for mixed model analysesin quantitative genetics by REML, J. Zhejiang Uni.SCIENCE B **8**: 815–821. [doi:10.1631/jzus.2007.B0815]

Pool MH, Janss LLG and Meuwissen THE, 2000. Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. J Dairy Sci 83: 2640–2649.

Pool MH and Meuwissen THE, 2000. Reduction of the numberof parameters needed for a polynomial random regression testdaymodel. Livest Prod Sci 64: 133–145.

SAS. 2011. User's guide, version 9.1. SAS institute Inc., Cary, North Carolia, USA.

Strabel T, KopackiW and Szwaczkowski T, 2001.Genetic evaluation of persistency in random regression test day model. Interbul Bull 27: 189-192.

Strabel T, Szyda J, Ptak E and Jamrozik J, 2005. Comparison of random regression test-day modelsfor Polish Black-and-White cattle. J Dairy Sci 88: 3688-369

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

Van Arendonk JAM, 1985. A model to estimate the performance, revenues and costs of dairy cows under different production and price situations. Agric Syst 16: 157-189.

Van der Linde R, GroenA and de Jong G, 2000. Estimation of genetic parameters for persistency of milk production in dairy cattle. Interbull Bull 25: 113-116.

Veerkamp RF and Goddard ME, 1998. Covariance functions across herd Production levels for test day records on milk, fat, and protein yields. J. Dairy Sci. 81: 1690-1701.

Wilmink JBM, 1987. Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation Livest Prod Sci 16: 335-348.

Wood PDP, 1967.Algebraic model of the lactation curve in cattle. Nature 216: 164-165.