

## ارزیابی ژنتیکی گاوهای هلشتاین ایران برای صفت پروتئین شیر با دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی

مهدی جعفری تربقان<sup>۱</sup>، همایون فرهنگ‌فر<sup>۲\*</sup>، مسلم باشتنی<sup>۲</sup>، بهروز محمد نظری<sup>۳</sup> و هادی سریر<sup>۲</sup>  
۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، ۲ اعضای هیأت علمی دانشکده کشاورزی دانشگاه بیرجند و ۳- عضو هیأت علمی مرکز اصلاح دام کشور

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۱۹ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۶/۲۸)

### چکیده

در این تحقیق، از دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی برای ارزیابی ژنتیکی صفت پروتئین شیر در گاوهای هلشتاین ایران استفاده شد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل ۲۵۰۹۱۱ رکورد روز آزمون پروتئین شیر متعلق به ۲۸۷۳۷ رأس گاو شکم اول (سه بار دوشش) در ۳۹۶ گله بود که در طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ زایش داشتند. اطلاعات مذکور توسط مرکز اصلاح نژاد دام ایران جمع‌آوری شده بود. در مدل روز آزمون با تابعیت ثابت، اثر ثابت گله - سال رکوردگیری - فصل تولید - نوع اسپرم (HYSC)، متغیرهای کمکی درصد ژن هلشتاین، سن گاو هنگام رکوردگیری، روز شیردهی (تا توان ۳)، اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی حیوان، و در مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی، اثرات HYSC، سن رکوردگیری، درصد ژن هلشتاین، و برای در نظر گرفتن شکل منحنی شیردهی از چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر (تا توان ۳) استفاده گردید. از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده برای برآورد اجزای واریانس و کواریانس استفاده شد. واریانس ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی از ابتدا به انتهای شیردهی افزایش داشت. میانگین وراثت پذیری‌های برآورد شده با مدل روز آزمون با تابعیت ثابت ۰/۰۷ و با تابعیت تصادفی ۰/۱۰۴ برآورد شد. روند ژنتیکی برای صفت پروتئین ۳۰۵ روز با مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی ۴۱۰/۶۴ گرم در سال و با مدل روز آزمون با تابعیت ثابت ۱۲۴/۱۶ گرم در سال برآورد شد. بین میانگین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده توسط دو مدل مذکور، اختلاف معنی‌داری ( $P < 0/0001$ ) وجود داشت. همبستگی ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده برای گاوهای دارای رکورد توسط دو مدل تابعیت تصادفی و تابعیت ثابت به روش پیرسون ۰/۹۲۶ و با روش اسپیرمن ۰/۹۱۵ برآورد شد.

واژه‌های کلیدی: پروتئین شیر، گاو هلشتاین، مدل روز آزمون

## مقدمه

توجه به پروتئین شیر چه به لحاظ اقتصادی و چه به لحاظ تغذیه‌ای در طی دهه‌های اخیر، افزایش یافته است (Aquino *et al.*, 2008). افزایش تلاش‌ها برای پیش‌بینی توانایی انتقال گاوهای نر و افزایش جمعیت گاوهایی که در برنامه‌های بهبود گاو شیری برای پروتئین شیر آزمون می‌شوند، با افزایش تولید صنعتی پنیر و مصرف آن، همزمان شده است (De Peters and Cant, 1992).

ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری با استفاده از مدل‌های روز آزمون به‌وسیله پژوهشگران زیادی در طی سال‌های اخیر مورد بررسی قرار گرفته است (Van Vleck, 1970; Swalve, 1995; Swalve, 1998; Misztal *et al.*, 2000; Jensen, 2001) و تاکنون بعضی از کشورها ارزیابی‌های ژنتیکی معمولی در جمعیت‌های تجاری بزرگ را با استفاده از یک مدل روز آزمون انجام داده‌اند (Swalve, 2000). به‌عنوان مثال در کشور آلمان از مدل روز آزمون با تابعیت ثابت<sup>۱</sup> (Reents *et al.*, 2001; Jensen, 1998; *al.*) و در کشور کانادا از مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی<sup>۲</sup> برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای هلشتاین استفاده می‌شود (Schaeffer *et al.*, 2000; Interbull September 2, 2010).

مهمترین مزیت مدل‌های روز آزمون نسبت به مدل‌های مرسوم گذشته و مبتنی بر تولیدات ۳۰۵ روز این است که احتمال تصحیح دقیق‌تری<sup>۳</sup> را برای اثرات محیطی موقت در مدل‌های روز آزمون می‌توان انتظار داشت (Ptak and Schaeffer, 1993; Swalve, 1998; Swalve, 2000; Jensen, 2001). اگرچه امروزه مدل‌های فراوانی برای ارزیابی ژنتیکی حیوانات با استفاده از رکوردهای روز آزمون معرفی شده است اما بیشترین تمرکز در مطالعات انجام شده بر روی دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی است (Lidauer *et al.*, 2003).

اصول نظری مدل تابعیت ثابت توسط پتاک و سفر در سال ۱۹۹۳ ارائه شد. در این مدل از داده‌های رکوردهای روز

آزمون استفاده می‌شود و در نتیجه مشکل بسط داده‌های روز آزمون به ۳۰۵ روز وجود ندارد و اثرات مختص به همه گاوها در همان روز آزمون در داخل گله‌ها<sup>۴</sup> در نظر گرفته می‌شود (Rafeie *et al.*, 2007). فکر اولیه استفاده از مدل تابعیت تصادفی در زمینه اصلاح دام اولین بار توسط هندرسون در سال ۱۹۸۲ ارائه شد و برای استفاده در ارزیابی ژنتیکی به وسیله سفر و دکرز در سال ۱۹۹۴ پیشنهاد شد (Jensen, 2001). مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی شکل توسعه یافته مدل تابعیت ثابت است، که در آن اثر تصادفی ژنتیکی حیوان، که برای هر روز شیردهی می‌تواند متفاوت باشد به وسیله یک تابع تصادفی از روز شیردهی مدل بندی می‌شود (Lidauer *et al.*, 2003).

پژوهشگران به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی شیر روز آزمون با مدل‌های تابعیت تصادفی، در جمعیت‌های مختلف گاوشیری، از توابع متفاوتی استفاده کرده‌اند تا منحنی‌های شیردهی ژنتیکی افزایشی را مدل بندی کنند. در این بین به نظر می‌رسد چند جمله‌ای‌های متعامد لژاندر<sup>۵</sup> به طور کارآمدی تغییرات تولیدات شیر را در طی یک دوره شیردهی کامل گاوهای شیری در وضعیت‌های مختلف مدیریتی توصیف می‌نمایند (Hammani *et al.*, 2008). هدف از این پژوهش، برآورد پارامترهای ژنتیکی و مقایسه میانگین ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده گاوهای هلشتاین ایران برای صفت پروتئین شیر با استفاده از دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی بود.

## مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، شامل ۲۵۰۹۱۱ رکورد روز آزمون پروتئین متعلق به ۲۸۷۳۷ رأس گاو هلشتاین شکم اول در ۳۹۶ گله بود که طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ زایش داشته‌اند. همه گاوها سه بار دوشش در روز بودند. اطلاعات مذکور، توسط مرکز اصلاح نژاد و بهبود

<sup>۴</sup> Herd test date

<sup>۵</sup> Legendre polynomials

<sup>۱</sup>Fixed regression model (FRM)

<sup>۲</sup>Random regression model (RRM)

<sup>۳</sup>precise adjustment

(HYSC)، متغیرهای کمکی درصد ژن هلشتاین، سن گاو هنگام رکوردگیری، روز شیردهی (تا توان ۳)، اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی حیوان گنجانده شدند. مدل آماری تابعیت ثابت مورد استفاده به شرح زیر بود:

$$y_{ijk} = \mu + (HYSC)_i + \sum_{R=1}^3 b_R \cdot (DIM_{ijk})^R + b_4 (HF - \overline{HF})_{ijk} + b_5 (A - \overline{A})_{ijk} + cow_j + pe_j + e_{ijk}$$

با  $i$  امین روز شیردهی در  $j$  امین گاو است. شکل کلی تابع چند جمله‌ای لژاندر به صورت زیر است (Kirkpatrick et al., 1990):

$$\phi_j(x) = \frac{1}{2^j} \sqrt{\frac{2j+1}{2}} \sum_{m=0}^{\lfloor \frac{j}{2} \rfloor} (-1)^m \binom{j}{m} \binom{2j-2m}{j} x^{j-2m}$$

که در آن  $\phi_j(x)$  جمله  $j$  ام چند جمله‌ای لژاندر در روز شیردهی  $x$  می‌باشد. مدل‌های روز آزمون، توسط زیر برنامه  $DXMRR$  از نرم افزار  $DFREML$  (Meyer, 2000) برازش و اجزای واریانس-کواریانس ژنتیکی و محیطی مدل‌ها، به روش حداکثر درستنمایی محدود شده<sup>۱</sup> برآورد شدند.

#### مقایسه ارزش‌های اصلاحی پیش بینی شده

مقایسه میانگین ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده با دو مدل روز آزمون فوق توسط روش آماری تی-آستیدنت برای نمونه‌های جفت شده و به وسیله نرم افزار آماری  $SPSS$  نسخه ۱۸ انجام گرفت. معادله مورد استفاده به صورت زیر بود (Honarvar et al., 2008):

$$t = \frac{\bar{d}}{s/\sqrt{n}}$$

$\bar{d}$  میانگین تفاوت بین جفت‌ها،  $n$  تعداد جفت‌ها و  $s$  انحراف معیار می‌باشد که از جذر معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$s^2 = \frac{\sum (d_i - \bar{d})^2}{n-1}$$

همبستگی بین ارزش‌های اصلاحی برآورد شده از دو مدل مختلف به روش‌های پیرسون و اسپیرمن و با استفاده از نرم افزار آماری  $SPSS$  نسخه ۱۸ محاسبه شد.

تولیدات دامی جمع‌آوری شده بود. داده‌های اولیه مرکز، توسط نرم افزار بانک اطلاعاتی فاکس پرو نسخه ۲/۶ ویرایش شدند. در مدل روز آزمون با تابعیت ثابت، اثر ثابت گله-سال رکوردگیری- فصل تولید- نوع اسپرم (داخلی یا خارجی)

$y_{ijk}$  مشاهده مربوط به رکورد تولید پروتئین روز آزمون  $k$  امین رکورد مربوط به حیوان  $j$  ام در  $i$  امین گروه همزمان،  $\mu$  میانگین تولید پروتئین روز آزمون،  $(HYSC)_i$  اثر  $i$  امین گروه همزمان گله، سال رکوردگیری، فصل تولید و نوع اسپرم،  $DIM_{ijk}$  میزان متغیر کمکی روز شیردهی، گروه همزمان،  $b_R$  ضرایب تابعیت جزئی پروتئین روز آزمون از روز شیردهی،  $HF$  میزان متغیر کمکی درصد ژن هلشتاین،  $b_4$  ضریب تابعیت جزئی پروتئین روز آزمون از درصد ژن هلشتاین،  $A$  میزان متغیر کمکی سن هنگام رکوردگیری،  $b_5$  ضریب تابعیت جزئی پروتئین روز آزمون از سن هنگام رکوردگیری،  $pe_j$  اثر تصادفی محیط دائمی حیوان،  $cow_j$  اثر تصادفی حیوان و  $e_{ijk}$  اثر خطای باقیمانده مدل می‌باشد. مدل آماری تابعیت تصادفی به شکل زیر می‌باشد (Boligon et al., 2010):

$$y_{ij} = F + \sum_{m=0}^3 \beta_m \phi_m(t_i) + \sum_{m=0}^3 \alpha_{jm} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^3 \gamma_{jm} \phi_m(t_{ij}) + e_{ij}$$

که در آن  $y_{ij}$  رکورد تولید پروتئین روز آزمون  $j$  امین گاو در  $i$  امین روز شیردهی،  $F$  مجموع اثرات ثابت شامل اثر میانگین تولید پروتئین روز آزمون، اثر گله-سال رکورد-گیری- فصل تولید- نوع اسپرم، میزان متغیر کمکی سن هنگام رکوردگیری (بر حسب ماه) و میزان متغیر کمکی درصد ژن هلشتاین به صورت خطی،  $\phi_m(t_i)$ ،  $m$  امین چند جمله‌ای لژاندر بر مبنای روز شیردهی  $(t_i)$ ، تابعیت توصیف کننده منحنی‌های هر حیوان ( $i$ ) بر مبنای روز شیردهی  $(t_{ij})$  برای اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی حیوان؛  $\alpha_{jm}$  و  $\gamma_{jm}$  به ترتیب ضرایب تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی حیوان، و  $e_{ij}$  خطای تصادفی مرتبط

<sup>1</sup>Restricted maximum likelihood (REML)

جدول ۱- برخی شاخص های آمار توصیفی رکوردهای روز آزمون میزان پروتئین شیر

Table 1. Some descriptive statistics of milk protein test day records

Month of lactation	No. of record	Average (g)	SD (g)	CV (%)
1	24219	846. 27	208. 31	24. 62
2	27941	925. 28	213. 54	23. 08
3	27967	953. 64	211. 67	22. 20
4	28175	960. 85	214. 43	22. 32
5	28019	956. 32	215. 94	22. 58
6	27103	943. 60	218. 19	23. 12
7	25698	929. 37	216. 18	23. 26
8	24281	908. 77	214. 44	23. 60
9	21704	883. 80	216. 41	24. 48
10	15804	867. 80	219. 30	25. 27
Total	250911	921. 87	217. 81	23. 62

شیردهی بین ۲۲/۲ تا ۲۵/۲۷ درصد بود که بین آن‌ها اختلاف چندانی وجود نداشت. در مطالعه‌ای روی سه نژاد هلشتاین، آیرشایر و فینکتل<sup>۲</sup> شکم اول میانگین تولید پروتئین روزانه حدود ۶۳۹ گرم گزارش شد (Lidauer *et al.*, 2003) که شاید علت کمتر بودن میانگین آن‌ها به خاطر پایین بودن تولید پروتئین در دو نژاد دیگر باشد. در پژوهشی دیگر میانگین تولید پروتئین در کل دوره شیردهی برای گاوهای هلشتاین شکم اول در ایتالیا ۲۶۹ کیلوگرم (به طور میانگین روزانه ۸۸۲ گرم) عنوان شد (Samoré *et al.*, 2008) که تفاوت چندانی با تولید پروتئین گاوهای هلشتاین ایران نداشتند.

#### پارامترهای ژنتیکی

در این مطالعه وراثت پذیری میزان پروتئین شیر با مدل روز آزمون با تابعیت ثابت ۰/۰۷، واریانس ژنتیکی افزایشی ۲۵۰۱/۸۸، واریانس محیط دائمی ۱۰۹۷۰/۵۱ و واریانس خطا ۲۱۱۴۰/۳۱ برآورد شدند. تاکنون پژوهشگران کمی از مدل روز آزمون با تابعیت ثابت یا تصادفی به منظور تجزیه و تحلیل رکوردهای روز آزمون پروتئین استفاده کرده‌اند به طوری که

#### برآورد روند ژنتیکی

روند ژنتیکی بر اساس تابعیت خطی وزنی<sup>۱</sup> (بر حسب تعداد گاو ماده در سال) میانگین ارزش اصلاحی از سال زایش برآورد گردید. معادله مورد استفاده به صورت زیر بود:

$$ABV_i = \beta_0 + \beta_1 \times (year)_i + e_i$$

که در آن  $ABV_i$  متوسط ارزش اصلاحی گاوها در سال زایش  $i$  ام،  $\beta_1$  ضریب تابعیت متوسط ارزش اصلاحی بر سال زایش (روند ژنتیکی)،  $\beta_0$  عرض از مبدأ و  $e_i$  اثر خطا می‌باشد. از نرم افزار آماری SPSS نسخه ۱۸ برای برآورد روند ژنتیکی استفاده شد.

#### نتایج و بحث

جدول ۱ آمار توصیفی رکوردهای روز آزمون پروتئین شیر را در ماه‌های مختلف شیردهی نشان می‌دهد. با توجه به جدول مذکور گاوهای هلشتاین ایران در بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ به طور میانگین ۹۲۱/۸۷ گرم در روز، تولید پروتئین داشته‌اند. بیشترین تولید پروتئین مربوط به ماه چهارم شیردهی (به طور متوسط ۹۶۰/۸۵ گرم در روز) و کمترین مقدار آن مربوط به ماه اول شیردهی (به طور متوسط ۸۴۶/۲۷ گرم در روز) بود. ضریب تغییرات در ماه‌های مختلف

<sup>2</sup>Finn cattle

<sup>1</sup>Weighted linear regression

جدول ۲ اجزای واریانس برآورد شده توسط مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی را نشان می‌دهد. مقدار اجزای واریانس به جز برای واریانس خطا در انتهای دوره شیردهی بیشتر از ابتدای آن بود. در مطالعات دیگر که از مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی استفاده شده بود و توابع چند جمله‌ای لژاندر به کار برده شده بودند تا شکل منحنی-های تصادفی را توصیف کنند، روندی مشابه با تحقیق حاضر برای واریانس ژنتیکی افزایشی به دست آمده است (Pool *et al.*, 2000; Druet *et al.*, 2003). روند تغییرات اجزای واریانس برآورد شده در طول ماه‌های مختلف شیردهی در این تحقیق با نتایج (Naserkheil *et al.*, 2010) کاملاً مطابقت دارد. از طرفی (Strabel *et al.*, 2005) و Hammami *et al.* (2009) بیشترین مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی و واریانس محیط دائمی را در ابتدای دوره شیردهی گزارش کردند که در تضاد با نتایج حاصل از این تحقیق می‌باشد. مطالعات اخیر این حقیقت را تأیید می‌کنند که برآوردهای بالای واریانس‌های ژنتیکی افزایشی و وراثت پذیری با سطوح بالای تولید شیر در ارتباط هستند (Misztal *et al.*, 2000; De Roos *et al.*, 2004; Gengler *et al.*, 2005) و برآوردهای پایین واریانس‌های ژنتیکی افزایشی و وراثت پذیری در جمعیت‌های با سطوح متوسط تولید گزارش شده‌اند (Gengler *et al.*, 2005; Strabel and Jamrozik, 2006; Hammami *et al.*, 2009).

تاکنون اکثر تحقیقات انجام گرفته در داخل کشور روی صفت شیر (Farhangfar and Rezaei, 2004; Razmkabir *et al.*, 2010) یا چربی (Allahyarzadeh *et al.*, 2010) بوده است. در یک تحقیق روی رکوردهای روز آزمون پروتئین گاوهای هلشتاین ایران، از مدل با تابعیت تصادفی استفاده شد (Naserkheil *et al.*, 2010). پژوهشگران در پژوهشی از یک مدل روز آزمون با تابعیت ثابت چند صفت به منظور تجزیه و تحلیل رکوردهای روز آزمون صفات تولیدی (شیر، چربی و پروتئین) دو نژاد هلشتاین و جرزی استفاده کردند و وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفت شیر، میزان چربی و میزان پروتئین نژاد هلشتاین را به ترتیب ۰/۴، ۰/۲۵ و ۰/۳۷ گزارش نمودند (Mostert *et al.*, 2004). همچنین پارامتر مذکور را در نژاد جرزی برای صفات شیر، میزان چربی و پروتئین به ترتیب ۰/۳۹، ۰/۲۱ و ۰/۳۴ گزارش شده است. این در حالی است که (Lidauer *et al.*, 2003) وراثت‌پذیری تولید پروتئین را با یک مدل روز آزمون تکرار پذیری ۰/۱۶ برآورد کرده‌اند. در مطالعه‌ای مدل‌های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای نژاد رندنا در ایتالیا به کار برده شد (Guzzo *et al.*, 2009) و وراثت‌پذیری صفت تولید پروتئین با مدل روز آزمون با تابعیت ثابت ۰/۱۶ برآورد گردید. واریانس محیط دائمی در مطالعه (Guzzo *et al.*, 2009) پایین‌تر از تحقیق حاضر بود و شاید مهمترین دلیل برآورد بالاتر وراثت‌پذیری همین عامل باشد.

جدول ۲- اجزای واریانس برآورد شده (مجذور گرم) توسط مدل تابعیت تصادفی در ماه‌های مختلف شیردهی

Table 2. Variance components ( $g^2$ ) estimated by random regression test day model at different lactation months

Month of lactation	Additive genetic	Permanent environment	Residual	Phenotypic
1	1742	13350	21560	36652
2	1796	10920	21680	34396
3	2454	11650	18520	32624
4	3038	12540	17750	33328
5	3479	13190	17760	34429
6	3912	13890	17110	34912
7	4421	14680	16390	35491
8	4959	15200	15030	35189
9	5429	15500	16330	37259
10	5932	17650	14850	38432

جدول ۳- برآورد وراثت‌پذیری (عناصر قطری)، همبستگی‌های ژنتیکی (زیر قطر) و محیط دائمی (بالای قطر) بین ماه‌های مختلف شیردهی  
Table 3. Estimation of heritability (diagonal), genetic (below diagonal) and permanent environmental (above diagonal) correlations among different lactation months

Month of lactation	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	<b>0.048</b>	0.892	0.730	0.629	0.580	0.558	0.547	0.539	0.519	0.446
2	0.808	<b>0.052</b>	0.956	0.892	0.829	0.762	0.695	0.643	0.606	0.554
3	0.589	0.947	<b>0.075</b>	0.981	0.934	0.862	0.779	0.706	0.653	0.590
4	0.471	0.876	0.980	<b>0.091</b>	0.983	0.911	0.857	0.783	0.715	0.624
5	0.408	0.802	0.930	0.982	<b>0.101</b>	0.981	0.932	0.869	0.792	0.662
6	0.369	0.717	0.853	0.931	0.982	<b>0.112</b>	0.983	0.941	0.866	0.708
7	0.337	0.630	0.763	0.858	0.937	0.986	<b>0.125</b>	0.985	0.926	0.763
8	0.306	0.557	0.685	0.790	0.886	0.955	0.991	<b>0.141</b>	0.973	0.838
9	0.272	0.512	0.641	0.748	0.848	0.925	0.971	0.992	<b>0.146</b>	0.937
10	0.225	0.498	0.635	0.736	0.824	0.890	0.931	0.958	0.983	<b>0.154</b>

کواریانس ژنتیکی بین آن‌ها کاهش یافته و همبستگی ژنتیکی نیز کم می‌شود. که بیانگر این واقعیت است که صفت تولید پروتئین روز آزمون شیر در ماه‌های مختلف شیردهی تظاهر فنوتیپی ژن‌های مختلفی می‌باشد (Naserkheil *et al.*, 2010).

وراثت‌پذیری‌های برآورد شده برای صفت فوق با دو مدل مذکور در این تحقیق از وراثت‌پذیری برآورد شده توسط سایر محققین کمتر بود (Lidauer *et al.*, 2003; Gengler *et al.*, 2005; Strabel and Jamrozik, 2006; Samoré *et al.*, 2008; Guzzo *et al.*, 2009; Razmkabir *et al.*, 2010) که می‌تواند به دلیل ساختار داده‌ها، مدل آماری مورد استفاده و همچنین روش برآورد اجزای واریانس کواریانس صفت مورد مطالعه باشد. قسمت عمده تفاوت بین برآوردهای سایرین و تحقیق حاضر می‌تواند به دلیل تغییرات محیطی گسترده در روند تولید که شامل سامانه‌های مختلف تغذیه، نگهداری و سایر سازه‌های محیطی مؤثر بر عملکرد گاوهای شیری در ایران است، باشد. از سوی دیگر اطلاعات نادرست شجره در برآورد وراثت‌پذیری ایجاد آریبی<sup>۱</sup> می‌کند و سبب کاهش میزان برآورد وراثت‌پذیری می‌شود. لازم به ذکر است که هر چقدر خطای موجود در شجره بیشتر باشد، کاهش بیشتری مشاهده

برآورد وراثت‌پذیری، همبستگی‌های ژنتیکی و همبستگی محیط دائمی بین ماه‌های شیردهی در جدول ۳ نشان داده شده است. برآورد وراثت‌پذیری‌ها از ابتدا تا انتهای شیردهی به آرامی افزایش پیدا کردند (از ۰/۰۴۸ به ۰/۱۵۴ رسیده است). وراثت‌پذیری برآورد شده برای تولید پروتئین به وسیله Guzzo *et al.* (2009) با مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی بین ۰/۱۰ تا ۰/۲۴ برای تولید پروتئین بدست آمد که کمترین مقادیر آن برای ابتدا و انتهای دوره شیردهی بود. پژوهشگران زیادی نیز بیشترین وراثت‌پذیری را برای تولید پروتئین اولین دوره شیردهی در میانه دوره شیردهی و کمترین مقدار را در ابتدا و انتهای آن گزارش کردند (Strabel and Jamrozik, 2006; Hammami *et al.* 2009). این در حالی است که Lidauer *et al.* (2003) بیشترین مقدار وراثت‌پذیری را در ابتدا و انتهای دوره شیردهی محاسبه کردند. بیشترین همبستگی ژنتیکی افزایشی بین ماه هشتم و نهم (۰/۹۹۲) و کمترین آن بین ماه‌های اول و دهم شیردهی (۰/۲۲۵) بود. همبستگی ژنتیکی بین ماه‌های شیردهی با افزایش فاصله بین آنها به تدریج کاهش یافت بطوریکه به عنوان مثال همبستگی ژنتیکی بین ماه اول و دوم (۰/۸۰۸) از همبستگی بین ماه اول و دهم (۰/۲۲۵) بیشتر بود که نشان می‌دهد وقتی فاصله بین ماه‌های شیردهی افزایش می‌یابد

<sup>1</sup>Bias

پایین‌تری برآورد شود. ارزش‌های اصلاحی ماه ششم بالاترین همبستگی را با میانگین ارزش‌های اصلاحی کل دوره شیردهی داشت.

### روند ژنتیکی

در جدول ۵ ضریب تابعیت خطی وزنی میانگین ارزش‌های اصلاحی تولید پروتئین (در یک دوره شیردهی ۳۰۵ روز) از سال زایش برای گاوهای دارای رکورد در مدل‌های روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی نشان داده شده است. ضریب تابعیت ( $\beta_I$ ) برای مدل تابعیت تصادفی ۴۱۰/۶۴ برآورد گردید. یعنی به ازای هر سال، متوسط ارزش اصلاحی جمعیت برای صفت پروتئین ۴۱۰/۶۴ گرم اضافه شده و این مقدار به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. ضریب تابعیت برای مدل ثابت ۱۲۴/۱۶ گرم و سطح معنی‌داری آن ۰/۱۰۵ می‌باشد. این امر نشان می‌دهد از آنجایی که دقت مدل تصادفی همیشه بهتر از مدل ثابت است روند را بهتر و دقیق‌تر نشان داده است. نمودار ۱ روند ژنتیکی صفت پروتئین ۳۰۵ روز با دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی در سال‌های مختلف زایش را نشان می‌دهد.

می‌شود (Van Vleck, 1970; Geldermann *et al.*, 1986). اما مهم‌ترین دلیل کمتر بودن وراثت‌پذیری‌های برآورد شده در این تحقیق، کمتر بودن واریانس ژنتیکی افزایشی و افزایش واریانس محیطی (شامل واریانس محیط دائمی و واریانس باقیمانده) صفت تولید پروتئین روزانه گاوهای هلشتاین ایران در مقایسه با اجزای واریانس برآورد شده در سایر جمعیت‌های گاو هلشتاین است. بیشترین همبستگی بین ارزش‌های اصلاحی، بین ماه‌های هشتم و نهم (۰/۹۹۸) روش پیرسون و ۰/۹۹۷ روش اسپیرمن) شیردهی و کمترین همبستگی‌ها بین ماه‌های اول و دهم (۰/۲۸۱) پیرسون و ۰/۲۷۱ اسپیرمن) بود (جدول ۴). همان‌طور که انتظار می‌رفت روند تغییرات همبستگی‌ها از بالا به پایین و با افزایش فاصله بین دو ماه کاهش یافت و بین ماه‌های نزدیک‌تر به هم همبستگی‌ها بیشتر بود. نتایج این تحقیق نشان داد که ماه‌های نیمه دوم شیر دهی (از ماه ۵ تا ۱۰ شیردهی) از میانگین ارزش اصلاحی بالاتری نسبت به ماه‌های نیمه اول شیردهی (از ماه ۱ تا ۵ شیردهی) برخوردار بودند. در ابتدای شیردهی فشار متابولیکی وارده به حیوان به منظور رسیدن به حداکثر تولید افزایش واریانس محیطی و کاهش واریانس ژنتیکی را در پی دارد که سبب می‌شود وراثت‌پذیری و در نتیجه ارزش‌های اصلاحی

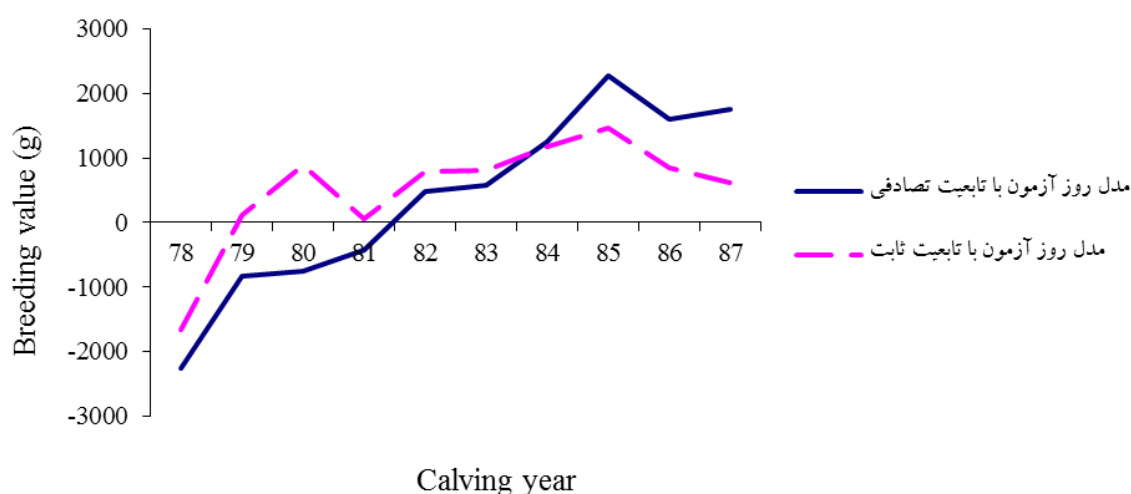
جدول ۴- همبستگی‌های پیرسون (بالای قطر) و رتبه‌ای اسپیرمن (پایین قطر) بین ارزش اصلاحی ماه‌های مختلف شیردهی

Table 4. Pearson (above diagonal) and Spearman rank correlations among breeding values at different lactation months

Month of lactation	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	305-d
1	1	0.834	0.662	0.558	0.488	0.423	0.385	0.344	0.309	0.281	0.507
2	0.825	1	0.962	0.904	0.841	0.770	0.699	0.639	0.601	0.592	0.810
3	0.650	0.958	1	0.984	0.945	0.889	0.826	0.770	0.737	0.735	0.906
4	0.544	0.894	0.981	1	0.987	0.952	0.905	0.860	0.833	0.831	0.957
5	0.472	0.822	0.935	0.985	1	0.999	0.960	0.928	0.908	0.903	0.987
6	0.415	0.746	0.871	0.944	0.987	1	0.990	0.974	0.959	0.952	0.995
7	0.367	0.671	0.802	0.891	0.956	0.990	1	0.995	0.987	0.978	0.985
8	0.328	0.611	0.744	0.843	0.920	0.971	0.995	1	0.998	0.990	0.967
9	0.297	0.574	0.710	0.814	0.898	0.955	0.986	0.997	1	0.996	0.953
10	0.271	0.565	0.709	0.813	0.894	0.948	0.977	0.989	0.996	1	0.947
305-d	0.490	0.789	0.891	0.950	0.985	0.994	0.983	0.963	0.948	0.941	1

جدول ۵- ضریب تابعیت خطی وزنی میانگین ارزش‌های اصلاحی ۳۰۵ روز از سال زایش برای مدل‌های روز آزمون  
Table 5. Weighted linear regression coefficient of average 305-d breeding values on calving year for test day models

Model	Weighted linear regression coefficient	Standard error	t value	P value
Random regression	410.64	67.60	6.07	0.0001
Fixed regression	124.16	67.97	1.83	0.1050



نمودار ۱- روند تغییرات ژنتیکی صفت پروتئین ۳۰۵ روز با دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی  
Fig. 1. Genetic trends for 305-d protein trait with fixed and random regression test day models

ثابت حاصل شد. یک بخش این تفاوت‌ها بدین خاطر بود که مدل روز آزمون با تابعیت ثابت قادر به جدا کردن تفاوت‌های نژادی نبود و تا حدی به خاطر قرار ندادن بهینه اثرات ثابت در مدل بود. این مشکل با مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی وجود ندارد. چون برای هر گروه ژنتیکی به‌طور جداگانه منحنی‌های شیردهی برآورد و از این طریق تفاوت‌های نژادی در شکل منحنی شیردهی وارد می‌شوند.

همبستگی بزرگی بین ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده از مدل تابعیت ثابت و مدل تابعیت تصادفی در مطالعه دیگری (Pool and Meuwissen, 2001) برای صفت تولید شیر روز آزمون محاسبه شد. در مطالعه آن‌ها روند ژنتیکی برای گاو-های نر جوان با مدل تابعیت ثابت در مقایسه با مدل تابعیت تصادفی بزرگتر بود. آن‌ها علت این اختلاف را به دلیل تفاوت دو مدل در تصحیح اثرات ثابت بیان کردند.

با توجه به یافته‌های (Lidauer *et al.* 2003) از مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی روندهای ژنتیکی متفاوتی برای شیر، چربی و پروتئین در مقایسه با مدل روز آزمون با تابعیت ثابت حاصل می‌شود. برای نژاد آیرشایر روند ژنتیکی پایین‌تر و برای هلشتاین بر خلاف انتظار روند ژنتیکی بالاتری با مدل تابعیت



جدول ۶- مقایسه آماری میانگین ارزش اصلاحی پیش بینی شده ۳۰۵ روز در دو مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی  
Table 6. Statistical comparison of mean 305-d predicted breeding values between fixed and random test day models

Model	Average (g)	Standard error (g)	Minimum (g)	Maximum (g)
Random regression	1049. 68 <sup>a</sup>	49. 36	-41338. 50	32536. 09
Fixed regression	834. 89 <sup>b</sup>	43. 48	-34232. 22	31481. 85

<sup>ab</sup> Different superscripts indicate significant difference between averages.

آزمون، ثابت کردند. از طرفی آن‌ها مدل روز آزمون با تابعیت ثابت را روشی کارآمد در مطالعه منحنی‌های شیردهی استاندارد برای گروه‌های حیوانات معرفی کردند. در مطالعات دیگر نیز با توجه به آزمون درستی‌مندی مدل چنین نتیجه گرفتند که مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی داده‌ها را بهتر از مدل روز آزمون با تابعیت ثابت برازش می‌کند (Guzzo *et al.*, 2009). همگرایی<sup>۱</sup> سریعتر و نیاز پایین‌تر به حافظه کامپیوتر از مزایای استفاده از مدل تابعیت ثابت در مقایسه با مدل تصادفی است اما با توجه به اینکه مدل تصادفی داده‌ها را بهتر برازش می‌کند و توصیف جامع‌تری از ژنوتیپ حیوان را نشان می‌دهد مدل پیشنهادی برای استفاده در ارزیابی‌ها می‌باشد (Lidauer *et al.*, 2003). با توجه به اینکه در پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی با مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی، استفاده وسیع از حافظه کامپیوتر سازه‌ای محدود کننده است پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از مدل‌هایی نظیر مدل روز آزمون با تابعیت مرتبه کاهش یافته<sup>۲</sup> که مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی را به لحاظ ابعادی کاهش می‌دهند استفاده شود و دقت این مدل‌ها در پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی مورد ارزیابی قرار گیرد.

### مقایسه آماری میانگین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده در دو مدل روز آزمون

مقایسه میانگین ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده پروتئین ۳۰۵ روز با دو مدل روز آزمون ثابت و تصادفی به روش مشاهدات جفت شده آزمون تی- استیودنت انجام شد. نتایج نشان می‌دهند بین ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده از مدل روز آزمون با تابعیت تصادفی با ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده از مدل روز آزمون با تابعیت ثابت به لحاظ آماری اختلاف معنی‌داری ( $P < 0.0001$ ) وجود دارد (جدول ۶). این امر نشان می‌دهد که عملاً بین دو روش در رابطه با پیش‌بینی ارزش اصلاحی، تفاوت وجود دارد.

همبستگی ارزش‌های اصلاحی مدل تابعیت تصادفی با مدل تابعیت ثابت به روش پیرسون برابر با ۰/۹۲۶ و با روش اسپیرمن ۰/۹۱۵ بود که در سطح احتمال آماری ۰/۰۱ معنی دار شدند. در پژوهشی پژوهشگران همبستگی ارزش‌های اصلاحی گاوهای نر فعال برآورد شده توسط دو مدل تابعیت تصادفی و ثابت را ۰/۹۹ و برای گاوهای نر جوان را ۰/۹۶- گزارش کردند (Lidauer *et al.*, 2003). در مطالعه‌ای (Liu *et al.*, 1998) مدل‌های تابعیت ثابت و تصادفی را با استفاده از داده‌های روز آزمون کانادا با یکدیگر مقایسه کردند و دریافتند که واریانس ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده با مدل تابعیت تصادفی از واریانس ارزش‌های اصلاحی پیش‌بینی شده با مدل تابعیت ثابت، برای گاوهای نر و ماده بزرگتر است. آن‌ها نتیجه گرفتند که مدل تابعیت تصادفی یک نکویی برازش منطقی برای داده‌های روز آزمون را نشان می‌دهد و برتری آن را بر مدل تابعیت ثابت در مدل‌سازی داده‌های روز

<sup>1</sup>Convergence

<sup>2</sup>Reduced rank random regression model

- Gengler N., Wiggans G. R. and Gillon A. 2005. Adjustment for heterogeneous covariance due to herd milk yield by transformation of test-day random regressions. *Journal of Dairy Science*. 88: 2981–2990.
- Guzzo N., Sartori C. and Mantovani R. 2009. Test day milk yields variance component estimation using repeatability or random regression models in the Rendena breed. *Italian Journal of Animal Science*. 8:71- 73.
- Hammami H., Rekik B., Soyeurt H., Ben Gara A. and Gengler N. 2008. Genetic parameters for Tunisian Holsteins using a test-day random regression model. *Journal of Dairy Science*. 91: 2118–2126.
- Honarvar M., Mehri M. and Tajdari P. 2008. *Biostatistics for animal science* (pp. 51-84). ATA Press. (In Farsi)
- Interbull. National publication policies. September 2, 2010. From [http://www-interbull.slu.se/national\\_ges\\_info2/framesida-ges.htm](http://www-interbull.slu.se/national_ges_info2/framesida-ges.htm).
- Jensen J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *Journal of Dairy Science*. 84: 2803- 2812.
- Kirkpatrick M., Lofsvold D. and Bulmer M. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics*. 124: 979-993.
- Lidauer M., Mantysaari E. A. and Strandén I. 2003. Comparison of test-day models for genetic evaluation of production traits in dairy cattle. *Livestock Production Science*. 79: 73- 86.
- Liu Z., Jamrozik J. and Jansen G. 1998. A comparison of fixed and random regression models applied to dairy test-day production data. In: INTERBULL Open Meeting, Rotorua, 18-19 January/Bull. 17th Int. Bull Eval. Serv., Uppsala, pp. 60- 63.
- Meyer K. 2000. DFREML: Program to estimate variance component by restricted maximum likelihood, using a derivative- free algorithm. User notes, Ver. 3.1.
- Misztal I., Strabel T., Jamrozik J., Mantysaari E. A. and Meuwissen T. H. E. 2000. Strategies for estimating parameters needed for different test-day models. *Journal of Dairy Science*. 83: 1125- 1134.
- Mostert B. E., Groeneveld E. and Kanfer F. H. J. 2004. Test day models for production traits in dairy cattle. *South African Journal of Animal Science*. 34: 35- 37.
- Naserkheil M., Miraie-Ashtiani R. and Nejati-Javaremi A. 2010. Estimation of genetic parameters for milk protein yields using random

## سیاسگزاری

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، توسط مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور (وزارت جهاد کشاورزی) ارائه شد که بدین وسیله مراتب قدردانی و تشکر خود را اعلام می‌نماییم.

## فهرست منابع

- Allahyarzadeh H., Farhangfar H. Naeemipour, H. and Shojaeian K. 2010. Estimation of genetic parameters for fat production trait of Holstein using test day model. *Journal of Pajouhesh and Sazandegi*. 89: 41-49. (In Farsi)
- Aquino A. A., Lima Y. V. R., Botaro B. G., Alberto C. S. S., Peixoto Jr. K. C. and Santos M. V. 2008. Effects of dietary urea levels on milk protein fractions of Holstein cows. *Animal Feed Science and Technology*. 140: 191-198.
- Boligon A. A., Mercadante M. E. Z., Forni S., Lobo R. B. and Albuquerque L. G. 2010. Covariance functions for body weight from birth to maturity in Nelore cows. *Journal of Animal Science*. 88: 849- 859.
- De Peters E. J. and Cant J. P. 1992. Nutritional factors influencing the nitrogen composition of Bovine milk: A Review. *Journal of Dairy Science*. 75: 2043- 2070.
- De Roos A. P. W., Harbers A. G. F. and De Jong G. 2004. Random herd curves in a test-day model for milk, fat, and protein production of dairy cattle in the Netherlands. *Journal of Dairy Science*. 87: 2693– 2701.
- Druet T., Jaffrezic F., Boichard D. and Ducrocq V. 2003. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *Journal of Dairy Science*. 86: 2480– 2490.
- Farhangfar H. and Rezaei H. 2004. Estimation of Genetic Parameters for Monthly Test day Milk Production in Iranian Holstein Cattle Using Covariance Function. In: proceedings of the 1<sup>st</sup> congress on animal & aquatic science. 31 Aug- 2 Sep. Faculties of agricultural & natural resources, the university of Tehran, pp. 675- 678. (In Farsi)
- Geldermann H., Pieper U. and Weber W. E. 1986. Effect of misidentification on the estimation of the breeding value and heritability in cattle. *Journal of Animal Science*. 63: 1759- 1768.

- regression model in Iranian Holstein cattle, In Proceedings of the 4<sup>th</sup> Iranian Congress on Animal Science. 20-21 Sep. University College of Agricultural & Natural Resources, The University of Tehran, pp. 2922-2925. (In Farsi)
- Pool M. H. and Meuwissen T. H. E. 2001. Effects of random regression test-day models on EBVs and genetic trends in persistency. In: INTERBULL Open Meeting, Budapest, 30-31 August/Bull. 27<sup>th</sup> Int. Bull Eval. Serv., Uppsala, pp. 184- 188.
- Pool M. H., Janss L. L. G. and T. H. E. Meuwissen. 2000. Genetic parameters of Legendre polynomials for first-parity lactation curves. Journal of Dairy Science. 83: 2640– 2649.
- Ptak E. and Schaeffer L. R. 1993. Use of test-day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. Livestock Production Science. 34: 23- 34.
- Rafeie F., Imam Jomeh N. and Nane Karani S. H . 2007. Linear models for the prediction of animal breeding values (2<sup>nd</sup> ed. ). Haghshenass. (In Farsi)
- Razmkabir M., Moradi-Shahrbabak M., Pakdel A. and Nejati-Javaremi A. 2010. Estimation of variance components for production traits in Holstein cattle of Iran. In Proceedings of the 4<sup>th</sup> Iranian Congress on Animal Science. 20-21 Sep. University College of Agricultural Resources, Karaj, pp. 2756- 2759. (In Farsi)
- Razmkabir M., Moradi-Shahrbabak M., Pakdel A. and Nejati-Javaremi A. 2011. Estimation of genetic parameters for milk production test day records in Iranian Holstein. Iranian Journal of Animal Sciences. 42: 171- 178. (In Farsi).
- Reents R., Dopp L., Schmutz M. and Reinhardt F. 1998. Impact of application of a test- day model to dairy production traits on genetic evaluations of cows. In: INTERBULL Open Meeting, Rotorua, 18- 19 January/Bull. 17th Int. Bull Evaluation Service, Uppsala. 49- 54.
- Samoré A. B., Groen A. F., Boettcher P. J., Jamrozik J., Canavesi F. and Bagnato A. 2008. Genetic correlation patterns between somatic cell score and protein yield in the Italian Holstein-Friesian population. Journal of Dairy Science. 91: 4013– 4021
- Schaeffer L. R., Jamrozik J., Kistemaker G. J. and Van Doormaal B. J. 2000. Experience with a test-daymodel. Journal of Dairy Science. 83: 1135- 1144.
- Strabel T. and Jamrozik J. 2006. Genetic analysis of production traits of Polish black and white cattle using large-scale random regression test-day models. Journal of Dairy Science. 89: 3152– 3163.
- Strabel T., Szyda J., Ptak E. and Jamrozik J. 2005. Comparison of random regression test-day models for Polish black and white cattle. Journal of Dairy Science. 88: 3688– 3699.
- Swalve H. H. 1995. Test-day models in the analysis of dairy production data– a review. Arch. Tierz. 38: 591- 612.
- Swalve H. H. 1998. Use of test-day records in genetic evaluation. In: Proceeding 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Armidale, New South Wales, Australia. 23: 295- 302.
- Swalve H. H. 2000. Symposium: Test-Day Models. Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. Journal of Dairy Science. 83: 1115- 1124.
- Van Vleck L. D. 1970. Misidentification in estimating the paternal sib correlation. Journal of Dairy Science. 53: 1469-1474.

## Genetic evaluation of cows for milk protein yield trait using fixed and random regression test day models

M. Jafari Torbaghan<sup>1</sup>, H. Farhangfar<sup>2\*</sup>, M. Bashtani<sup>2</sup>, B. Mohammad Nazari<sup>3</sup>, H. Sarir<sup>2</sup>

1. M.Sc. Student, 2. Associate Professor, Animal Science Department, Birjand University and 3. Academic staff, Animal Breeding Centre, Karaj

(Received: 9-1-2012- Accepted: 18-9-2012)

### Abstract

In this research, fixed and random regression test day models were utilized for genetic evaluation of protein test day trait in Iranian Holsteins cows. The data set was consisted of 250,911 protein test day records belonging to 28,737 first lactation cows (three times a day milking) in 396 herds which calved between 1998 and 2008. The data were collected by Animal Breeding Centre of Iran. In fixed regression test day model, fixed effect of herd-recording year-production season-sperm type (HYSC), covariables of Holstein gene percentage, age at recording, days in milk (up to order 3), random effects of additive genetic and permanent environment were included. In the random regression test day model, HYSC, the covariables, and orthogonal Legendre polynomials (up to order 3) were included. Variance and covariance components were estimated using restricted maximum likelihood procedure. Additive genetic, permanent environment as well as phenotypic variances increased from the beginning towards the end of the lactation course. Heritability estimate obtained from fixed regression model was 0.07 and the average heritability estimate obtained from random regression test day model was found to be 0.104. Genetic trend for 305-d protein yield trait with random regression test day model 410.64 g per year and with fixed test day model 124.16 g per year was estimated. There was a significant difference between the models in terms of average predicted breeding value ( $P < 0.0001$ ). For cows with records, Pearson and Spearman correlations between breeding values predicted by random regression model and fixed regression model were found to be 0.926 and 0.915, respectively.

**Keywords:** Milk protein, Holstein cow, Test day model

---

\*Corresponding author: Hfarhangfar2003@yahoo.co.uk