

## کاربرد مدل رگرسیون تصادفی چند صفتی جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در گاوهای شیری هلشتاین ایران

مهدی بهلولی<sup>۱</sup>، صادق علیجانی<sup>۲\*</sup>، جلیل شجاع<sup>۳</sup>، علیرضا اقبال<sup>۳</sup> و نصراله پیرانی<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۹/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۱۱

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

<sup>۲</sup> استادیار و استاد گروه علوم دامی دانشگاه تبریز

<sup>۳</sup> مسئول فن‌آوری اطلاعات مرکز اصلاح دام کشور

<sup>۴</sup> دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه شهرکرد

\* مسئول مکاتبه: E-mail: sad-ali@tabrizu.ac.ir

### چکیده

وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در صفات مربوط به تولید شیر گاوهای هلشتاین ایران، با در نظر گرفتن عملکرد حیوانات در فصول گوساله‌زایی متفاوت به عنوان صفات مختلف، مورد بررسی قرار گرفت. در این تحقیق اطلاعات مربوط به گاوهای هلشتاین ایرانی که از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ رکوردگیری شده بودند مورد استفاده قرار گرفت. برای صفات تولیدی (مقدار شیر، درصد چربی و درصد پروتئین)، اثر متقابل ژنوتیپ و محیط با استفاده از مدل نری رگرسیون تصادفی چندصفتی مورد مطالعه قرار گرفت. واریانس‌های ژنتیک افزایشی و محیط دائمی هر یک از صفات تولیدی در فصول گوساله‌زایی مختلف تغییرات زیادی نداشت. وراثت‌پذیری ۳۰۵ روز تولید مربوط به فصول گوساله‌زایی بهار، تابستان، پاییز و زمستان برای مقدار شیر به ترتیب ۰/۲۶، ۰/۲۹، ۰/۲۷ و ۰/۲۴، برای درصد چربی به ترتیب ۰/۲۸، ۰/۳۰، ۰/۳۰ و ۰/۲۸ و برای پروتئین به ترتیب ۰/۴۲، ۰/۴۵، ۰/۴۰ و ۰/۳۸ برآورد شد. همبستگی ژنتیکی ۳۰۵ روز تولید بین فصول گوساله‌زایی مختلف بالاتر از ۰/۹۳ به دست آمد که نشان‌دهنده عدم وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط قابل توجه بود. همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن بین ارزش‌های اصلاحی ۲۰ رأس گاو نر برتر بین تابستان و پاییز و نیز بین تابستان و زمستان برای درصد پروتئین برابر با ۰/۶۸ بود و تغییر رتبه گاوهای نر در این فصل‌ها را نشان داد. نتایج این مطالعه اثر متقابل بالقوه‌ای بین ژنوتیپ و فصل گوساله‌زایی برای شیر و ترکیبات آن را نشان می‌دهد که می‌تواند برای افزایش صحت انتخاب گاوهای نر مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: اثر متقابل ژنوتیپ و محیط، گاو شیری، وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی

## The application of multiple-trait random regression model to estimation of genetic parameters and genotype by environment interaction in Iranian Holstein dairy cattle

M Bohlouli<sup>1</sup>, S Alijani<sup>2\*</sup>, J Shodja<sup>2</sup>, A Eghbal<sup>3</sup> and N Pirani<sup>4</sup>

Received: December 07, 2011

Accepted: July 01, 2012

<sup>1</sup> PhD Student, Department of Animal Science, University of Tabriz, Iran

<sup>2</sup> Assistant Professor and Professor, Department of Animal Science, University of Tabriz, Iran

<sup>3</sup> Information technology officer of National Breeding Center, Iran

<sup>4</sup> Associate Professor, Department of Animal Science, University of Shahr Kord, Iran

\*Corresponding author: E mail: sad-ali@tabrizu.ac.ir

### Abstract

The existence of genotype by environment interaction on milk production traits of Iranian Holstein dairy cattle was investigated by considering recorded performance of daughters of sires at different calving seasons regards as different traits. In the current study, recorded data on Holstein cows between 2001 and 2010 were used. For production traits (milk yield, fat percentage and protein percentage), genotype by environment interaction were estimated by using multiple-trait random regression sire model. Additive genetic and permanent environmental variances of milk production traits did not vary at different calving seasons. Heritabilities for 305-d production in spring, summer, autumn and winter calving seasons were 0.26, 0.29, 0.27 and 0.24 for milk yield, respectively; 0.28, 0.30, 0.30 and 0.28 for fat percentage, respectively and 0.42, 0.45, 0.40 and 0.38 for protein percentage, respectively. The genetic correlations for 305-d milk production traits between different calving seasons were higher than 0.93 and that no significant genotype by environment interaction was indicated. The Spearman rank correlations between estimated breeding values of 20 top sires between summer and autumn and also between summer and winter were 0.68 for protein percentage and the re-ranking of sires between these seasons were observed. In conclusion, results from this study indicated that there were interactions between genotype and season of calving for milk production traits in Iranian Holsteins dairy cows. The results of current study can be used to increase the accuracy of sire selection.

**Key words:** Dairy cattle, Genetic correlation, Genotype by environment interaction, Heritability

### مقدمه

تولیدی را تغییر دهند. از آنجایی که محیط باعث می‌شود یک سری از ژن‌ها خاموش و در مقابل یک سری دیگر از ژن‌ها بیان شوند، یک صفت در دو محیط می‌تواند به عنوان دو صفت بروز یابد (فالکونر و ماکی ۱۹۹۶). اسپرم نژادهای خاصی در تمامی مناطق ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد که اغلب برای بهبود تولید شیر جایگزین نژادهای بومی می‌شوند. با توجه به اینکه جریان ژن با پیشرفت تکنولوژی تولیدمثلی شتاب بیشتری گرفته است، لذا بررسی اثر متقابل ژنوتیپ و

هدف از اصلاح نژاد گاوهای شیری، بهبود عملکرد حیوان از طریق انتخاب ژنتیکی می‌باشد. عملکرد حیوان به شایستگی ژنتیکی حیوان در تعامل با فاکتورهای محیطی بستگی دارد (مولدر ۲۰۰۷). با توجه به تنوع بالا در سیستم‌های پرورشی و مدیریتی گله‌های گاوهای شیری در مناطق مختلف ایران و تغییرات دمایی در فصول مختلف سال، اثرات محیطی این پتانسیل را دارند که با ژنوتیپ‌ها تعامل قوی برقرار کرده و فراسنجه‌های

شروع کاربرد مدل رگرسیون تصادفی در ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری با استفاده از رکوردهای روزآزمون صورت گرفت (شفر و دکرز ۱۹۹۴ و جامروزیک و همکاران ۱۹۹۷). با توجه به اینکه ساختار (کو)واریانس ژنتیکی در طول زندگی حیوان متغیر می-باشد این مدل جهت آنالیز صفات تکرار شده در زمان، در برنامه‌های اصلاح نژادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. هدف از این تحقیق بررسی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط بر مقدار و ترکیب شیر گاوهای هلشتاین ایران و مطالعه تغییرات همبستگی ژنتیکی و همچنین تغییر رتبه گاوهای نر بر اساس فصل گوساله‌زایی نتاج می‌باشد.

#### مواد و روش‌ها

رکوردهای روز-آزمون تولید شیر گاوهای شیری از مرکز اصلاح نژاد کشور تهیه گردید. معیارهایی که برای ویرایش در نظر گرفته شد عبارت بود از: رکوردهای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹، شکم اول در دامنه-ی سنی ۲۱ تا ۴۶ ماهگی در زمان زایش، رکوردهای روز-آزمون در بازه ۵ تا ۳۰۵ روز از دوره شیردهی (DIM)، تولید شیر در دامنه ۱/۵ تا ۷۵ کیلوگرم، درصد چربی در دامنه ۱/۵ تا ۹ درصد و درصد پروتئین در دامنه ۱ تا ۷ درصد، گاوهای ماده دارای بیش از ۵ رکورد روز-آزمون. گله-سال‌های با بیش از ۱۰ گاو ماده و گله‌هایی که در آن‌ها حداقل از ۳ گاو نر استفاده شده و نیز گاوهای نری که در بیش از ۳ گله نتاج داشتند مشخص شدند و گاوهای دارای رکوردی که مشمول موارد فوق‌الذکور می‌شدند در فایل داده باقی ماندند. در مرحله بعدی گاوهای ماده را بر اساس فصل گوساله-زایی‌شان (بهار، تابستان، پاییز و زمستان) به ۴ گروه تقسیم کرده و گاوهای نری که در هر ۴ فصل دارای حداقل ۵ نتاج بودند مشخص گردیدند و رکوردهای مربوط به این نتاج در فایل داده نهایی باقی ماندند. فایل شجره لازم برای مدل نری از نرهای موجود از سال ۱۳۴۲ تهیه گردید. برای آماده‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار

محیط حائز اهمیت خواهد بود. اثر متقابل ژنوتیپ و محیط<sup>۱</sup> (G×E) به پدیده‌ای اشاره دارد که ژنوتیپ‌های مختلف با تغییر محیط‌شان پاسخ متفاوتی از خود نشان می‌دهند (فالکونر و ماکی ۱۹۹۶). اثر متقابل می‌تواند باعث تغییر رتبه حیوانات یا واریانس‌ها در محیط‌های مختلف شود (لانچ و والش ۱۹۹۸). گاو شیرده نمی‌تواند به طور همزمان در بیش از یک محیط تولید داشته باشد. اما با گسترش تلقیح مصنوعی، دختران زیادی از گاوهای نر در مناطق مختلف توزیع یافته و لذا امکان محاسبه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را میسر می‌سازد.

اثر متقابل ژنوتیپ و محیط می‌تواند در محیط‌هایی که به راحتی قابل تشخیص هستند، مثل مناطق جغرافیایی (همامی و همکاران ۲۰۰۸ و ویگل و همکاران ۲۰۰۱)، سیستم‌های پرورشی سنتی در مقابل صنعتی (ناتو و همکاران ۲۰۰۶)، نوسانات آب و هوایی و یا سیستم‌های مختلف گوساله‌زایی مثل گروه‌بندی حیوانات از لحاظ فصل گوساله‌زایی (هایل-مریم و همکاران ۲۰۰۸) وجود داشته باشد. اگر همبستگی ژنتیکی صفت خاصی که در دو محیط به عنوان دو صفت در نظر گرفته می‌شود پایین باشد دلیلی بر وجود اثر متقابل معنی‌دار می‌باشد (فالکونر و ماکی ۱۹۹۶).

در تحقیقات انجام گرفته جهت بررسی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط، برای مقدار و ترکیبات شیر نسبت به صفات تولیدمثلی در محیط‌های مختلف، همبستگی ژنتیکی بالاتری به دست آمده است که در بعضی تحقیقات به دلیل وجود همبستگی ژنتیکی بالاتر از ۰/۸۰، اثر متقابل ژنوتیپ و محیط قابل توجهی دیده نشده است (کالوس و همکاران ۲۰۰۲ و هایل-مریم و همکاران ۲۰۰۸). هایل-مریم و همکاران (۲۰۰۸) همبستگی ژنتیکی سیستم‌های مختلف گوساله‌زایی برای صفات مربوط به تولید شیر را بالای ۰/۹۶ گزارش کردند که دلیلی بر عدم وجود اثر متقابل معنی‌دار ژنوتیپ و محیط بود.

در نظر گرفته می‌شود، لذا مدل روز-آزمون رگرسیون تصادفی چندصفتی به صورت ذیل مورد استفاده قرار گرفت:

$$y_{tijkpqr} = HTD_{ir} + Age_{jr} + MT_{kr} + \sum_{n=1}^3 b_{pnr} Z_n + \sum_{m=0}^2 s_{qmr} Z_m + \sum_{m=0}^2 p_{epmr} Z_m + e_{tijkpqr}$$

که در این مدل،  $t$  آمین رکورد روزآزمون در زیرگروه‌های گله-سال-ماه رکورد روزآزمون ( $HTD$ )، سن در زمان زایش ( $Age$ )،  $n$  دفعات دوشش ( $MT$ )،  $k$  از گاو ماده  $p$  در فصل گوساله‌زایی  $r$ ،  $b_{pnr}$  آمین ضریب رگرسیون ثابت برای گله-سال گوساله‌زایی گاو ماده  $p$ ،  $s_{qmr}$  و  $p_{epmr}$  به-ترتیب  $m$  آمین ضریب رگرسیون تصادفی گاو نر  $q$  و اثر محیطی دائمی برای گاو ماده  $p$  برای فصل گوساله‌زایی  $r$ ،  $Z_n$  چندجمله‌ایهای لژاندر  $n$  برای روز-آزمون مدنظر (پنجمین تا ۳۰۵ آمین روز شیردهی) و  $e_{tijkpqr}$  اثرات تصادفی باقیمانده است. ساختار (کو)واریانس به صورت زیر فرض شد:

که در این مدل،  $t$  آمین رکورد روزآزمون در زیرگروه‌های گله-سال-ماه رکورد روزآزمون ( $HTD$ )، سن در زمان زایش ( $Age$ )،  $n$  دفعات دوشش ( $MT$ )،  $k$  از گاو ماده  $p$  در فصل گوساله‌زایی  $r$ ،  $b_{pnr}$  آمین ضریب رگرسیون ثابت برای گله-سال گوساله‌زایی گاو ماده  $p$ ،  $s_{qmr}$  و  $p_{epmr}$  به-ترتیب  $m$  آمین ضریب رگرسیون تصادفی گاو نر  $q$  و اثر محیطی دائمی برای گاو ماده  $p$  برای فصل گوساله‌زایی  $r$ ،  $Z_n$  چندجمله‌ایهای لژاندر  $n$  برای روز-آزمون مدنظر (پنجمین تا ۳۰۵ آمین روز شیردهی) و  $e_{tijkpqr}$  اثرات تصادفی باقیمانده است. ساختار (کو)واریانس به صورت زیر فرض شد:

$$\text{var} \begin{bmatrix} s \\ pe \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & P \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & I \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

که  $A$ ، ماتریس روابط خویشاوندی گاوهای نر دارای نتاج رکوردار و گاوهای نر دارای روابط خویشاوندی با گاوهای نر مذکور؛  $\otimes$ ، ضرب کرونگر؛  $G$  و  $P$  ماتریس (کو)واریانس ضرایب رگرسیون تصادفی به ترتیب برای اثرات ژنتیک افزایشی نرها و محیط دائمی گاو ماده،  $I$  یک ماتریس واحد و  $\sigma_e^2$  واریانس باقیمانده است. ابعاد ماتریس‌های  $G$  و  $P$   $12 \times 12$  می‌باشد.

در این پژوهش از چندجمله‌ای‌های لژاندر پیشنهاد شده توسط کیرکپاتریک و همکاران (۱۹۹۰) استفاده شد که چندجمله‌ایهای لژاندر درجه سه به صورت زیر می-باشند:

$$\Phi_0 = \sqrt{\frac{1}{2}}$$

$$\Phi_1 = \sqrt{\frac{3}{2}} \left( -1 + \frac{2}{300} (D_t - 5) \right)$$

ماتریس (کو)واریانس‌های ضرایب رگرسیون تصادفی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی محدودشده (REML) با برنامه REMLF90 (میشل و همکاران ۲۰۰۲) تحت سیستم عامل Linux در مدل نری و با توجه به اینکه صفت برای گاوهای نر از روی تولید نتاجشان براساس زایش در فصل‌های مختلف، به عنوان صفات مختلف در نظر گرفته شد، برآورد گردید. برای محاسبه وراثت‌پذیری در روز  $t$  آمین شیردهی در مدل نری از فرمول زیر استفاده شد:

$$h_t^2 = \frac{4\sigma_{s(t)}^2}{\sigma_{s(t)}^2 + \sigma_{pe(t)}^2 + \sigma_e^2}$$

که  $\sigma_{pe(t)}^2$  و  $\sigma_{s(t)}^2$  به ترتیب واریانس ژنتیک افزایشی نرها و واریانس محیط دائمی مربوط به گاو ماده برای روز پنجم تا ۳۰۵ آمین دوره شیردهی اول می‌باشند که دیاگونال ماتریس‌های حاصل از فرمول‌های  $\Phi' G_i \Phi$  و  $\Phi' P_i \Phi$  هستند.  $G_i$  و  $P_i$  به ترتیب ماتریس (کو)واریانس به دست آمده برای ضرایب رگرسیون تصادفی اثرات ژنتیک افزایشی نرها و محیط دائمی ماده-ها برای فصل  $t$  آمین بوده و  $\Phi$  نیز ماتریس چندجمله‌ایهای لژاندر با ابعاد  $(3 \times 301)$  می‌باشد. برای محاسبه وراثت-پذیری ۳۰۵ روز تولید شیر ( $h_{305d}^2$ ) از فرمول زیر استفاده شد:

$$h_{305d}^2 = \frac{4\sigma_{s(305d)}^2}{\sigma_{s(305d)}^2 + \sigma_{pe(305d)}^2 + 305 \times \sigma_e^2}$$

که  $\sigma_{s(305d)}^2$  و  $\sigma_{pe(305d)}^2$  به ترتیب واریانس ژنتیک

تعداد گاو ماده موجود در فایل داده مربوط به تولید شیر که در فصل بهار زایش داشتند (۲۶۹۷۰ رأس) کمتر از تعداد زایش در فصل‌های دیگر بود و میانگین تولید شیر این تعداد گاو برابر با ۲۹/۶۸ کیلوگرم بود.

دلیل کم بودن تعداد حیوانات زایش کرده در فصل بهار نسبت به سایر فصل‌ها، صرفاً به دلیل انتخاب گاوهای نری بوده که برای هر فصل زایش دارای حداقل پنج رأس نتاج باشند. تعداد رکورد روزآزمون درصد پروتئین نسبت به رکوردهای موجود برای مقدار شیر و درصد چربی شیر کمتر بود. تعداد گاو ماده به ازای هر گاو نر در گروه‌های مختلف مبنی بر فصل گوساله‌زایی برای فایل داده درصد چربی بیشتر از سایر صفات بود و با وجود نرهای مشترک (نرهایی که در هر چهار فصل دارای نتاجی باشند که گوساله‌زایی داشته باشند) کمتر، تعداد رکورد روز-آزمون بیشتری در این فایل وجود داشت.

مؤلفه‌های واریانس و کواریانس برای ضرایب رگرسیونی صفات مختلف در فصل‌های گوساله‌زایی متفاوت (بهار، تابستان، پاییز و زمستان) در جدول ۲ ارائه شده است. تفاوت قابل توجهی مابین مؤلفه‌های (کو)واریانس فصول گوساله‌زایی مختلف به عنوان صفات مختلف وجود نداشت. واریانس باقیمانده درصد چربی بیشتر از واریانس باقیمانده درصد پروتئین در هر چهار فصل گوساله‌زایی بود. همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن ارزش‌های اصلاحی ۲۰ رأس گاو نری که در چهار فصل مختلف دارای بیشترین ارزش اصلاحی بودند در جدول ۳ گزارش شده است. به طور کلی همبستگی اسپیرمن بالایی بین فصول گوساله‌زایی مختلف به دست آمد و نشان می‌دهد، اگر نتاج گاو نری با گوساله‌زایی در یک فصل خاص، تولید بهتری نسبت به نتاج سایر گاوهای نر در همان فصل دارند، در سایر فصل‌های گوساله‌زایی نیز رتبه بهتری خواهند داشت که در نتیجه عدم تفاوت در بروز ژنتیکی گاوهای نر در فصول گوساله‌زایی مختلف می‌باشد که با نتایج کالوس و همکاران (۲۰۰۲)

افزایشی نری و محیط دائمی گاوهای ماده برای تولید ۳۰۵ روز می‌باشند و  $\sigma_e^2$ ، واریانس باقیمانده می‌باشد. برای مشخص کردن وجود یا عدم وجود اثر متقابل ژنوتیپ و فصل گوساله‌زایی از همبستگی ژنتیکی بین فصول مختلف استفاده شد:

$$r_{g305d(i,j)} = \frac{q_{305d}G_{(i,j)}q'_{305}}{\sqrt{q_{305d}G_{(i,i)}q'_{305} \times q_{305d}G_{(j,j)}q'_{305}}$$

که  $G_{(i,j)}$  ماتریس کواریانس ژنتیکی برای صفت مد نظر در  $i$  امین و  $j$  امین فصل گوساله‌زایی و  $G_{(i,i)}$  و  $G_{(j,j)}$  به ترتیب ماتریس‌های (کو)واریانس ژنتیکی در  $i$  امین و  $j$  امین فصل گوساله‌زایی می‌باشند و  $q_{305d}$  از جمع ضرایب لژاندر روز پنجم تا روز ۳۰۵ به دست آمد.

با استفاده از مدل نری چهارصفتی، برای هر یک از گاوهای نر در رابطه با تولید شیر، درصد چربی و درصد پروتئین برای هر چهار فصل، جهت محاسبه ارزش‌های اصلاحی گاوهای نر برای روز-آزمون  $t$  ام، از فرمول  $q_i(2 \times \hat{a}_s)$  استفاده شد که  $\hat{a}_s$  بردار ضرایب رگرسیون تصادفی ژنتیک افزایشی محاسبه شده برای نر مورد نظر ( $\hat{a}_{1s}, \hat{a}_{2s}, \hat{a}_{3s}$ ) و  $q_i$  بردار چندجمله‌ای-های لژاندر روز  $t$  ام می‌باشد. همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن ارزش‌های اصلاحی گاوهای نر در فصول گوساله‌زایی مختلف با استفاده از رویه CORR در نرم‌افزار 9.1 SAS (۲۰۰۳) محاسبه گردید. برای محاسبه همبستگی ژنتیکی از نرم‌افزار MATLAB 7.12 استفاده شد.

## نتایج و بحث

اطلاعات آمار توصیفی در رابطه با فایل داده در جدول ۱ نشان داده شده است. تعداد گاو نر دارای نتاج براساس فصل گوساله‌زایی برای تولید شیر، درصد چربی و درصد پروتئین به ترتیب ۷۱۹، ۶۶۵ و ۶۵۹ رأس بود و در مجموع به ترتیب ۸۷۸، ۶۱۰ و ۸۲۶ رأس گاو نر (گاوهای دارای نتاج رکورددار و سایر گاوهای نر دارای رابطه خویشاوندی) در آنالیز وجود داشت.

مطابقت دارد. برای درصد پروتئین به دلیل وجود همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن پایین (۰/۶۸) بین گوساله-زایی در تابستان و گوساله‌زایی در زمستان اثر متقابل ژنوتیپ و محیط محسوسی دیده می‌شود.

جدول ۱- آمار توصیفی فایل داده برای صفات مربوط به تولید شیر براساس فصل گوساله‌زایی (بهار، تابستان، پاییز و زمستان).

کل	فصل گوساله‌زایی				مقدار شیر
	زمستان	پاییز	تابستان	بهار	
۹۳۴۵۸۳	۲۳۹۴۴۱	۲۳۶۹۰۲	۲۳۱۲۷۵	۲۲۶۹۶۵	رکوردهای روز-آزمون (تعداد)
۳۰/۰۸ ± ۷/۳۹	۲۹/۹۳ ± ۷/۴۲	۳۰/۵۶ ± ۷/۵۲	۳۰/۱۳ ± ۷/۳۰	۲۹/۶۸ ± ۷/۲۸	میانگین ± SD (کیلوگرم)
۲۴/۵۷	۲۴/۷۹	۲۴/۶۱	۲۴/۲۳	۲۴/۵۳	ضریب تغییرات
۱۱۱۸۶۷	۲۸۴۵۵	۲۸۳۴۸	۲۸۰۹۴	۲۶۹۷۰	گاو ماده (رأس)
۷۱۹	۷۱۹	۷۱۹	۷۱۹	۷۱۹	نرهای مشترک (رأس)
۱۵۵/۵۹	۳۹/۵۸	۳۹/۴۳	۳۹/۰۷	۳۷/۵۱	تعداد گاو ماده به ازای هر گاو نر
۲۰۴۰	۱۷۱۷	۱۷۷۷	۱۸۱۶	۱۷۸۵	گله-سال گوساله‌زایی (HY)
۲۳۶۴۰	۱۷۸۹۶	۱۸۳۲۸	۱۸۶۱۰	۱۸۶۲۷	گله-سال-ماه رکوردگیری (HTD)
۲۶/۶۱	۲۶/۷۰	۲۶/۶۳	۲۶/۴۷	۲۶/۶۳	میانگین سن در اولین شکم زایش (ماه)
۲/۹۶	۲/۹۶	۲/۹۶	۲/۹۶	۲/۹۶	میانگین دفعات دوشش
درصد چربی					
۹۵۹۶۲۱	۲۴۳۹۵۷	۲۳۸۶۹۸	۲۳۷۱۵۴	۲۳۹۸۱۲	رکوردهای روز-آزمون (تعداد)
۲/۳۲ ± ۰/۸۳	۳/۲۹ ± ۰/۸۴	۳/۳۲ ± ۰/۸۲	۳/۳۵ ± ۰/۸۱	۳/۳۰ ± ۰/۸۳	میانگین ± SD (کیلوگرم)
۲۵/۰۰	۲۵/۵۳	۲۴/۷۰	۲۴/۱۸	۲۵/۱۵	ضریب تغییرات
۱۲۳۲۴۱	۳۱۰۷۲	۳۰۶۸۳	۳۰۸۳۱	۳۰۶۵۵	گاو ماده (رأس)
۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	نرهای مشترک (رأس)
۲۶۵/۰۳	۶۶/۸۲	۶۵/۹۸	۶۶/۳۰	۶۵/۹۲	تعداد گاو ماده به ازای هر گاو نر
۲۲۱۱	۱۸۵۸	۱۹۲۳	۱۹۹۰	۱۹۸۷	گله-سال گوساله‌زایی (HY)
۲۴۷۹۲	۱۸۸۰۶	۱۹۲۰۸	۱۹۷۳۵	۲۰۰۵۹	گله-سال-ماه رکوردگیری (HTD)
۲۶/۷۵	۲۶/۸۹	۲۶/۸۴	۲۶/۶۵	۲۶/۷۶	میانگین سن در اولین شکم زایش (ماه)
۲/۹۵	۲/۹۵	۲/۹۶	۲/۹۶	۲/۹۵	میانگین دفعات دوشش
درصد پروتئین					
۷۶۸۴۶۱	۱۹۵۴۲۰	۱۹۲۱۹۸	۱۹۱۱۸۸	۱۸۹۶۵۵	رکوردهای روز-آزمون (تعداد)
۳/۰۶ ± ۰/۴۱	۳/۰۵ ± ۰/۴۲	۳/۰۴ ± ۰/۳۹	۳/۰۸ ± ۰/۴۰	۳/۰۸ ± ۰/۴۲	میانگین ± SD (کیلوگرم)
۱۳/۴۲	۱۳/۶۹	۱۳/۱۱	۱۳/۰۸	۱۳/۷۴	ضریب تغییرات
۹۵۸۵۲	۲۴۱۷۱	۲۳۹۷۲	۲۴۱۷۷	۲۳۵۳۲	گاو ماده (رأس)
۶۵۹	۶۵۹	۶۵۹	۶۵۹	۶۵۹	نرهای مشترک (رأس)
۱۴۵/۴۵	۳۶/۶۹	۳۶/۳۸	۳۶/۶۸	۳۵/۷۱	تعداد گاو ماده به ازای هر گاو نر
۱۶۲۸	۱۳۵۸	۱۴۰۸	۱۴۸۹	۱۴۷۹	گله-سال گوساله‌زایی (HY)
۱۷۹۵۳	۱۳۹۷۲	۱۴۲۹۸	۱۴۹۷۶	۱۴۹۷۹	گله-سال-ماه رکوردگیری (HTD)
۲۶/۶۹	۲۶/۷۶	۲۶/۷۱	۲۶/۵۹	۲۶/۶۹	میانگین سن در اولین شکم زایش (ماه)
۲/۹۶	۲/۹۶	۲/۹۷	۲/۹۷	۲/۹۶	میانگین دفعات دوشش

جدول ۲- مؤلفه‌های (کو) واریانس ضرایب رگرسیونی تصادفی ژنتیک افزایشی نری ( $a_0$  و  $a_1$  و  $a_2$ )، محیط دائمی ( $p_0$ ،  $p_1$  و  $p_2$ ) و باقیمانده ( $r_1$ ) برای صفات در فصول گوساله‌زایی متفاوت (بهار، تابستان، پاییز و زمستان) با مدل رگرسیون تصادفی چند صفتی.

پارامتر	مقدار شیر				درصد چربی				درصد پروتئین			
	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
<b>G</b> $a_0$ $a_0$ $a_1$ $a_0$ $a_2$ $a_0$ $a_1$ $a_1$ $a_2$ $a_1$ $a_2$ $a_2$	۲/۲۶۶	۲/۹۵۰	۲/۷۱۷	۲/۱۷۰	۰/۰۰۹۶	۰/۰۱۰۸	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۲۱	
	۰/۵۷۰	۰/۵۶۱	۰/۲۳۳	۰/۲۸۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۷	
	۰/۰۸۸	۰/۳۱۹	۰/۲۶۸	۰/۰۴۶	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	
	۰/۳۳۶	۰/۲۲۸	۰/۲۰۸	۰/۲۸۲	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۷	
	۰/۰۳۰	۰/۰۸۱	۰/۰۱۸	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	
	۰/۰۸۱	۰/۰۸۷	۰/۰۶۸	۰/۰۳۲	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	
<b>PE</b> $p_0$ $p_0$ $p_1$ $p_0$ $p_2$ $p_0$ $p_1$ $p_1$ $p_2$ $p_1$ $p_2$ $p_2$	۳۳/۱۶۰	۳۸/۰۶۰	۳۷/۱۷۰	۳۴/۴۹۰	۰/۱۲۵۰	۰/۱۳۰۵	۰/۱۲۳۰	۰/۱۱۹۴	۰/۰۳۱۵	۰/۰۲۸۸	۰/۰۲۹۶	
	۳/۹۰۹	۰/۰۶۶	۱/۲۴۶	۱/۶۸۲	۰/۰۱۸۶	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۵۹	۰/۰۱۴۷	۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۴۸	
	۰/۷۶۴	۰/۰۵۸۱	۰/۰۶۷	۰/۰۸۶۷	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴۸	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۴۸	
	۶/۳۴۹	۶/۱۷۲	۵/۵۷۸	۶/۳۲۸	۰/۰۳۱۰	۰/۰۲۷۵	۰/۰۳۱۵	۰/۰۳۱۱	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۹۴	
	۰/۰۶۷۸	۰/۰۴۷۵	۰/۰۲۲۹	۰/۰۶۱۶	۰/۰۰۱۱۱	۰/۰۰۱۴۱	۰/۰۰۰۸۲	۰/۰۰۱۰۵	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۰۹	
	۲/۹۲۹	۳/۱۰۹	۲/۹۲۳	۲/۷۱۴	۰/۰۲۴۷	۰/۰۲۸۶	۰/۰۲۷۶	۰/۰۲۹۷	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۶۹	
<b>R</b> $r_1$ $r_1$	۱۳/۲۳۱	۱۲/۶۱۰	۱۳/۲۱۴	۱۳/۴۷۸	۰/۳۲۱۴	۰/۳۰۵۶	۰/۳۱۶۲	۰/۳۲۸۹	۰/۰۶۲۱	۰/۰۵۹۶	۰/۰۶۰۱	

منجر به تغییر رتبه گاوهای نر شود (جدول ۳). این نتایج با یافته‌های کرون-مونز و همکاران (۲۰۰۴) که سطح تولید گله‌ها را به عنوان محیط‌های مختلف و نیز هایل-مریم و همکاران (۲۰۰۸) که فصول مختلف گوساله‌زایی را به عنوان محیط‌های متفاوت در نظر بودند مطابقت دارد. در برخی از تحقیقات که تفاوت بین محیط‌های انتخابی بیشتر بوده است، مثل مقایسات بین کشوری (کرون-مونز و همکاران ۲۰۰۴ و هدی همایی و همکاران ۲۰۰۸)، اثر متقابل ژنوتیپ و محیط قابل توجهی به دست آمده است و نشان می‌دهد هر چقدر تفاوت بین محیطی بیشتر باشد، تغییرات فنوتیپی حیوانات متعاقب تغییرات ژنوتیپی بیشتر شده و همبستگی ژنتیکی یک صفت برای ژنوتیپ‌های مورد بررسی در محیط‌های مختلف کمتر می‌شود و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط قابل توجهی اتفاق می‌افتد.

همبستگی بالای اسپیرمن ارزش‌های اصلاحی دال بر این است که گاو نری که نتایج با زایش در فصل خاصی تولید بهتری داشته باشد اگر در فصل دیگر گوساله‌زایی داشته باشند باز هم تولیدش نسبت به تولید نتایج گاوهای نر دیگر بهتر خواهد بود و تغییراتی در رتبه‌بندی گاوهای نر جهت انتخاب برای فصل‌های گوساله‌زایی مختلف ایجاد نخواهد شد. وراثت‌پذیری ۳۰۵ روز تولید صفات در فصول مختلف تفاوت چندانی نداشت که نشان می‌دهد با در نظر گرفتن فصول مختلف گوساله‌زایی به عنوان صفات مختلف برای گاوهای نر، واریانس‌های ژنتیک افزایشی و محیط دائمی تغییر چندانی نمی‌کند. این مورد در شکل ۱ نشان داده شده است.

برای تمامی صفات تحت مطالعه، همبستگی ژنتیکی بالای ۰/۹۳ به دست آمد که نشان دهنده عدم وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیطی محسوس می‌باشد که بتواند



جدول ۳- همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن برای ۲۰ رأس گاو نر برتر (پایین قطر فرعی)، وراثت‌پذیری ۳۰۵ روز (قطر فرعی و پیرنگ) و همبستگی ژنتیکی ۳۰۵ روز (بالا قطر فرعی) برآورد شده صفات تولیدی بین فصل‌های گوساله‌زایی مختلف.

صفت	سیستم گوساله‌زایی	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
مقدار شیر	بهار	۰/۲۶	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۹۸
	تابستان	۰/۹۱	۰/۲۹	۰/۹۵	۰/۹۵
	پاییز	-/۹۰	۰/۹۴	۰/۲۷	۰/۹۵
	زمستان	۰/۹۳	۰/۸۴	۰/۸۹	۰/۲۴
درصد چربی	بهار	۰/۲۸	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۶
	تابستان	۰/۹۴	۰/۳۰	۰/۹۷	۰/۹۷
	پاییز	۰/۹۶	۰/۹۰	۰/۳۰	۰/۹۷
	زمستان	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۲۸
درصد پروتئین	بهار	۰/۴۲	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۷
	تابستان	-/۷۳	۰/۴۵	۰/۹۳	۰/۹۵
	پاییز	۰/۸۳	۰/۶۸	۰/۴۰	۰/۹۷
	زمستان	-/۷۸	۰/۶۸	۰/۹۵	۰/۳۸

فصلی بالای ۰/۱۰ به دست آمد (شکل ۱).

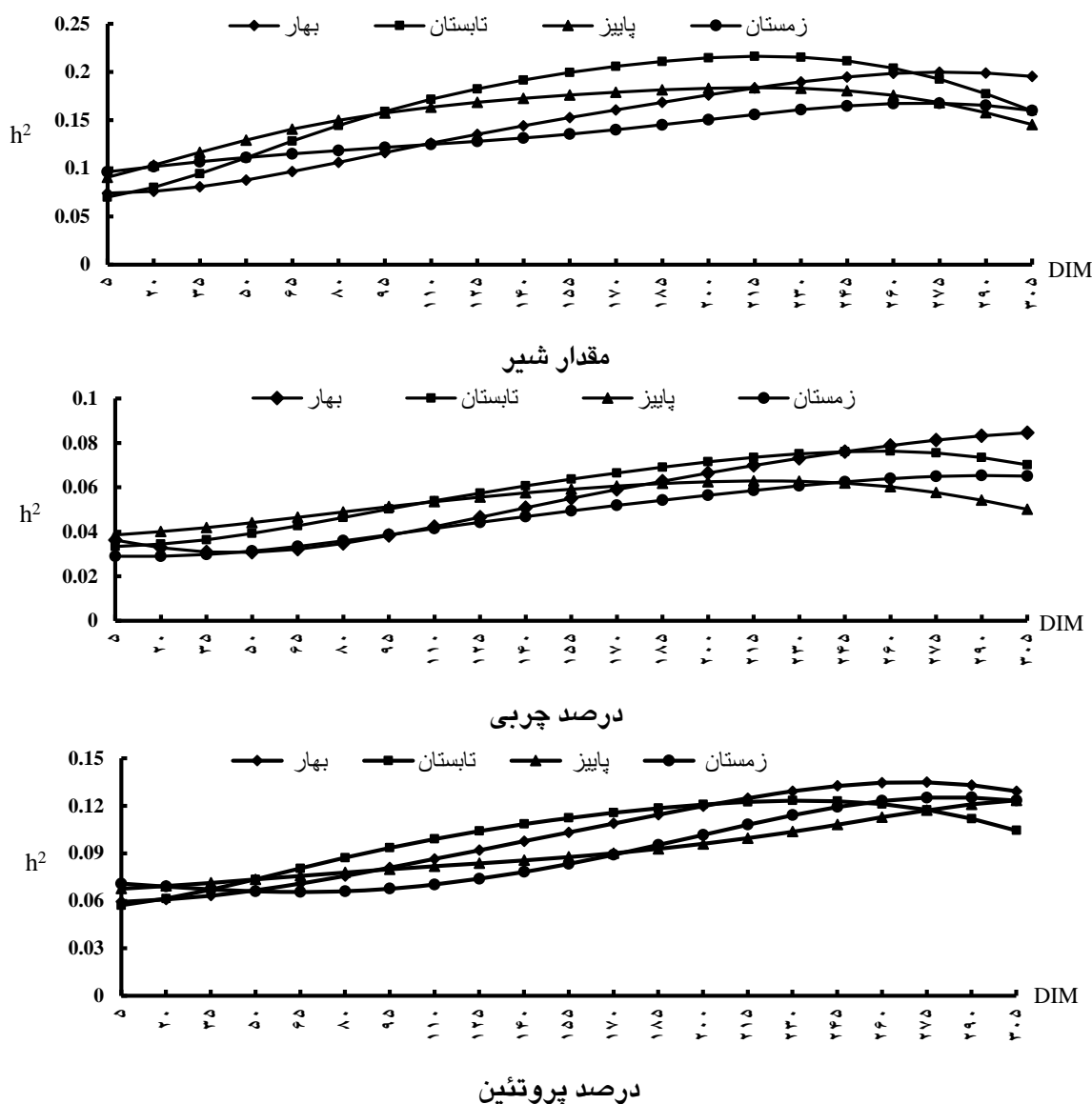
نظر به اینکه ساختار (کو) واریانس ژنتیکی در طول زندگی حیوان متغیر می‌باشد مدل رگرسیون تصادفی به عنوان یک مدل مناسب جهت آنالیز صفات تکرار شده در زمان، همبستگی ژنتیکی بین روزهای مختلف شیرواری را می‌تواند نشان دهد. دامنه تغییرات همبستگی ژنتیکی در روزهای مختلف شیردهی برای مقدار تولید شیر در چهار فصل گوساله‌زایی مختلف تفاوت زیادی نشان نداد (شکل ۲). برای صفات مورد مطالعه، همبستگی ژنتیکی هر روز شیردهی با خودش برابر با یک می‌باشد و با افزایش فاصله بین روزهای شیردهی همبستگی ژنتیکی کاهش می‌یابد که با نتایج جنسن ۲۰۰۱ و جکوبسن و همکاران ۲۰۰۲ مطابقت دارد.

اثر متقابل ژنوتیپ و محیط با تغییرات واریانس ژنتیکی در محیط‌های مختلف در ارتباط می‌باشد. این پدیده برنامه‌های اصلاح نژادی حیوانات اهلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (مولدر و همکاران ۲۰۰۶).

وراثت‌پذیری تولید شیر در روزهای اول شیرواری پایین به دست آمد و با رسیدن به اواخر دوره شیردهی روند صعودی را نشان می‌دهد و در اواخر دوره شیردهی هم روند نزولی به خود گرفته است. کم بودن وراثت‌پذیری در اوایل دوره شیردهی و نیز روند نزولی در اواخر دوره به دلیل زیاد بودن واریانس محیط دائمی در اوایل و اواخر دوره شیردهی می‌باشد (شادپور و یزدان‌شناس ۲۰۰۵ و عبدالله‌پور و همکاران ۲۰۱۰ و روس و همکاران ۲۰۰۴) و نشان می‌دهد که حیوان به دلیل شروع دوره شیردهی اول، از عوامل غیر ژنتیکی تأثیر بیشتری می‌گیرد (بیاسوس و همکاران ۲۰۱۱).

به طور کلی وراثت‌پذیری تولید شیر در چهار فصل گوساله‌زایی روند یکسانی را نشان می‌دهد (شکل ۱). وراثت‌پذیری درصد چربی در روزهای مختلف شیردهی پایین‌تر از ۰/۱ به دست آمد که به دلیل بالا بودن واریانس محیط دائمی و باقیمانده می‌باشد و در نتیجه پایین بودن نسبت واریانس ژنتیک افزایشی نری می‌باشد که مطابق با یافته‌های عبدالله‌پور و همکاران (۲۰۱۰) می‌باشد. وراثت‌پذیری درصد پروتئین در تابعی از روز-آزمون در اواخر دوره شیردهی برای هر چهار گروه





شکل ۱- وراثت‌پذیری تخمین زده شده ( $h^2$ ) برای صفات تولیدی شیر (مقدار شیر، درصد چربی و درصد پروتئین) در تابعی از روز شیردهی (DIM) برای فصل‌های گوساله زایی مختلف

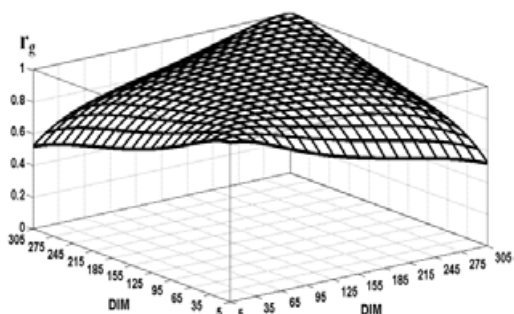
ژنوتیپ و محیط قابل توجهی را نشان نداد. در نتیجه لزومی به انتخاب نرهای خاص برای فصل‌های خاص نیست. استفاده از اسپرم گاوهای نر در شرایط مدیریتی و سیستم‌های تولیدمثلی متفاوت و با در نظر گرفتن این مورد که تغییرات دمایی و سایر متغیرهای محیطی در فصل‌های مختلف زیاد می‌باشد، ضرورت محاسبه و بررسی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را نشان می‌دهد. عدم محاسبه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط می‌تواند کارایی برنامه‌های اصلاح نژادی را کمتر نماید. به طور کلی زمانیکه همبستگی یک صفت در دو محیط به عنوان

زمانیکه محیط خارج از کنترل پرورش دهنده است، در آن صورت پرورش دهنده مجبور به انتخاب ژنوتیپی خواهد بود که با محیط مدنظر سازگاری بیشتری داشته باشد. بنابراین تنها راه این خواهد بود که برای هر محیط ژنوتیپ خاصی انتخاب گردد. این استراتژی پاسخ بهینه‌ای را برای هر محیط به همراه خواهد داشت و به حفظ تنوع ژنتیکی کمک خواهد نمود.

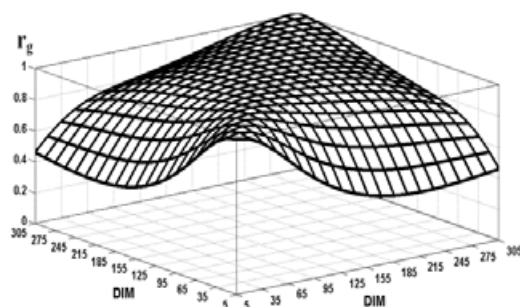
منابع مختلف و بررسی‌های انجام گرفته بر اهمیت اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در برنامه‌های اصلاح نژادی گاوهای شیری اشاره دارند. نتایج این تحقیق اثر متقابل

ژنتیکی صفات در شرایط محیطی گسسته و پیوسته را ممکن می‌سازد، لذا پیشنهاد می‌گردد اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در ایران بررسی و ژنوتیپ‌های سازگار با شرایط محیطی خاص شناسایی گردند.

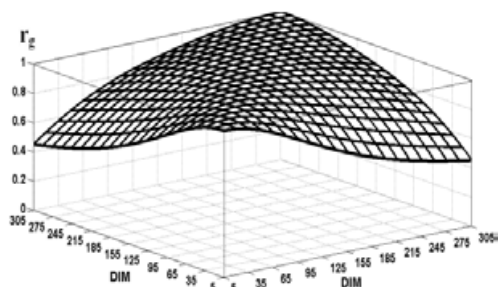
دو صفت از لحاظ ژنتیکی پایین باشد، اجرای برنامه اصلاح نژادی مجزا برای هر محیط کارایی بیشتری خواهد داشت و از آنجائیکه پیشرفت‌های حاصل در مدل‌های آماری محاسبه بهتر و دقیق‌تر پارامترهای



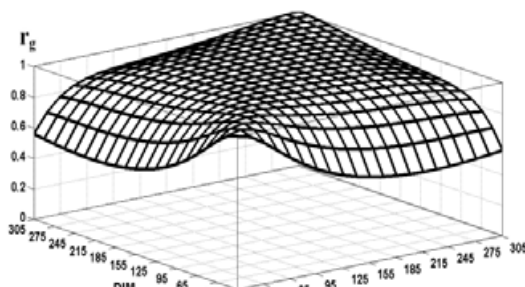
پاییز



بهار



زمستان



تابستان

شکل ۲- همبستگی ژنتیکی ( $r_g$ ) بین روزهای مختلف تولید شیر (DIM) در طول دوره شیردهی اول برآورد شده با مدل نری برای فصل‌های گوساله‌زایی مختلف

اطلاعات و مساعدت به عمل آماده برای انجام این تحقیق  
قدردانی می‌گردد.

سپاسگزاری

از مرکز اصلاح نژاد کرج به جهت آماده سازی

#### منابع مورد استفاده

- Abdollahpour R, Moradi Shahrabak M, Nejati-Javaremi A and Vaez Torshizi R, 2010. Genetic analysis of daily milk, fat percentage and protein percentage of Iranian first lactation Holstein cattle. *World Applied Sci* 10: 1040-1046.
- Biassus IO, Cobuci JA, Costa CN, Rorato PRN, Neto JB and Cardoso LL, 2011. Genetic parameters for production traits in primiparous Holstein cows estimated by random regression models. *J R Bras Zootec* 40:85-94.
- Calus MPL, Groen AF and de Jong G, 2002. Genotype  $\times$  environment interaction for protein yield in Dutch dairy cattle as quantified by different models. *J Dairy Sci* 85:3115-3123.
- Ceron-Munoz M, Tonhati FH, Costa CN, Rojas-Sarmiento D and Echeverri DM, 2004. Factors that cause genotype by environment interaction and use of a multiple-trait herd-cluster model for milk yield of Holstein cattle from Brazil and Colombia. *J Dairy Sci* 87:2687-2692.
- De Roos APW, Harbers AGF, and De Jong G, 2004. Random herd curves in test-day model for milk, fat, and protein production of dairy cattle in the Netherlands. *J Dairy Sci* 87:2693-2701.
- Falconer DS and Mackay TFC, 1996. *Introduction to Quantitative Genetics*. 4th Ed. Longman Harrow Essex.

- Haile-Mariam M, Carrick MJ and Goddard ME, 2008. Genotype by environment interaction for fertility, survival, and milk production traits in Australian dairy cattle. *J Dairy Sci* 91:4840-4853.
- Hammami H, Rekik B, Soyeurt H, Bastin C and Gengler N, 2008. Genotype  $\times$  environment interaction for milk yield in Holsteins using Luxembourg and Tunisian populations. *J Dairy Sci* 91:3661-3671.
- Jakobsen JH, Madsen P, Jensen J, Pedersen J, Christensen LG and DA Sorensen, 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, Schaeffer LR and Dekkers JCM, 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. *J Dairy Sci* 80:1217-1226.
- Jensen J, 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *J Dairy Sci* 84:2803-2812.
- Krikpatric M, Lofsvold D and Bulmer M, 1990. Analysis of the inheritance, selection and evaluation of growth trajectories. *Genetics* 124:979-993.
- Lynch M and Walsh B, 1998. *Genetics and analysis of quantitative traits*. Sinauer Associates Inc. Publishers, Sunderland, Massachusetts, United States.
- Misztal I, Tsuruta S, Strabel T, Auvray B, Druet T and Lee DH, 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). Proc 7th WCGALPP, Montpellier, France. CD-ROM communication 28:07.
- Mulder HA, 2007. Methods to optimize livestock breeding program with genotype by environment interaction and genetic heterogeneity of environmental variances. PhD Thesis, Wageningen University Wageningen Netherlands 153 p.
- Mulder HA, and Bijma P, 2006. Benefits of cooperation between breeding programs in the presence of genotype by environment interaction. *J Dairy Sci* 89:1727-1739.
- Nauta WJ, Veerkamp RF, Brascamp EW and Bovenhuis H, 2006. Genotype by environment interaction for milk production traits between organic and conventional dairy cattle production in the Netherlands. *J Dairy Sci* 89:2729-2737.
- SAS Institute Inc, 2003. SAS 9.1 Help and documentation, Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Schaeffer LR and Dekkers JCM, 1994. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. Proc 5<sup>th</sup> World Congr Genet Appl Livest Prod 18:443-446.
- Shadparvar AA and Yazdanshenas MS, 2005. Genetic parameters of milk yield and milk fat percentage test day records of Iranian Holstein cows. *Asian-Aust J Anim Sci* Vol 18, No. 9: 1231-1236.
- Weigel KA, Rekaya R, Zwald NR and Fikse WF, 2001. International genetic evaluation of dairy sires using a multiple-trait model with individual animal performance records. *J Dairy Sci* 84:2789-2795.