نشریه علوم دامی
(پژوهش و سازندگی)

شماره ۱۲۹، زمستان ۱۳۹۹
ص‌ص: ۱۲۵~۱۴۰

# ارزیابی ژنتیکی پارامترهای منحنی شیردهی و برآورد اثر هم‌خونی بر آن‌ها درگاوهای هلشتاین ایران

- **مریم آرین‌فر**
  دانشجوی دکتری، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
- **محمد رکوعی** (نویسنده مسئول)
  دانشیار، گروه علوم دامی و بیوانفورماتیک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.
- **غلامرضا داشاب**
  دانشیار، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.
- **هادی فرجی آروق**
  استادیار، پژوهشکده دام‌های خاص، دانشگاه زابل، زابل، ایران.

تاریخ دریافت : مرداد ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش : دی ۱۳۹۸

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۳۳۷۲۰۵۳۱
Email: rokouei@uoz.ac.ir

**شناسه دیجیتال (DOI): 10.22092/asj.2020.127219.1959**

**چکیده**

**هدف از این مطالعه، برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات منحنی شیردهی (تولید اولیه، نرخ رسیدن به اوج تولید، پارامتر مرتبط با حداکثر تولید، تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج تولید، زمان رسیدن به اوج تولید، مقدار تولید در اوج، تداوم شیردهی) برازش داده شده توسط تابع روک و تأثیر هم‌خونی بر این پارامترها برای گاوهای هلشتاین ایران بود. بدین منظور از رکوردهای روزآزمون تولید شیر مربوط به سه دورهٔ شیردهی اول که بین سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۶ توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور جمع‌آوری شده بود، استفاده گردید. پارامترهای تابع روک برای همه حیوانات محاسبه شد و از روی پارامترهای منحنی، زمان و مقدار تولید در اوج و تداوم شیردهی محاسبه گردید. برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات با استفاده از تجزیه و تحلیل تک صفتی و دوصفتی توسط روش نمونه‌گیری گیبس با استفاده از نرم افزار Gibbs3f90 انجام شد. اثر هم‌خونی روی بیشتر صفات منحنی به خصوص صفاتی که وراثت‌پذیری بالاتری داشتند، منفی بود و همچنین سبب افت تداوم تولید شیر شد. دامنهٔ وراثت‌پذیری صفات مزبور از ۰/۰۰۳ تا ۰/۰۸۶ متغیر بوده و بیشترین میزان وراثت‌پذیری مربوط به صفات تداوم شیردهی (۰/۰۸۶) در شکم دوم زایش و مقدار تولید در اوج شیردهی (۰/۰۶۷) در شکم سوم زایش بود. به طور کلی، پارامترهای منحنی شیردهی وراثت‌پذیری پایینی داشتند؛ بنابراین انتخاب ژنتیکی برای این صفات در کوتاه مدت نتایج مطلوبی را نشان نخواهد داد و تغییر در شرایط محیطی و مدیریتی برای بهبود این صفات تأثیرگذارتر خواهد بود. دامنه همبستگی‌های ژنتیکی بین پارامترهای منحنی برای سه دوره شیردهی به ترتیب ۰/۰۱۸- تا ۰/۹۳۹، ۰/۴۹۱- تا ۰/۹۸۸ و ۰/۴۳۷- تا ۰/۹۶۴ برآورد گردید. با توجه به همبستگی مثبت صفت تداوم شیردهی با پارامتر مرتبط با حداکثر تولید (c) و میزان تولید در اوج شیردهی (pm) و همبستگی منفی آن با تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج (d)، بهبود در تداوم شیردهی می‌تواند باعث تغییر غیرمستقیم این صفات گردد.**

**واژه‌های کلیدی:** تابع روک، گاو هلشتاین، تداوم شیردهی، وراثت‌پذیری.

Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 129 pp: 125-140

**Genetic evaluation of lactation curve parameters and the estimation of inbreeding effect on them in Holstein cows.**

By: Maryam Arianfar[1], Mohammad Rokouei[2]*, Gholam Reza Dashab[3], Hadi Faraji-Arough[4]
1. Ph.D. Student, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran.
2. Associate Professor, Department of Animal Science and Bioinformatics, Agriculture Faculty, University of Zabol, Zabol, Iran
3. Associate Professor, Department of Animal Science, Agriculture Faculty, University of Zabol, Zabol, Iran.
4. Assistant Professor, Research Center of Special Domestic Animals, University of Zabol, Zabol, Iran.
* Corresponding Author: Mohammad Rokouei, Tel: +989133720531, Email: Rokouei@uoz.ac.ir

**Received: August 2019** **Accepted: January 2020**

The aim of this study was to estimate the genetic parameters of lactation curve traits (milk yield at beginning of lactation, the rate to reach peak yield, a parameter related to maximum milk yield, the changes in curve shape after reaching maximum yield, peak time, peak milk, persistency) was fitted by Rook function and the inbreeding effect on these parameters for Holstein cows in Iran. For this purpose, the test-day milk yield records of the first three lactations that were collected by the Animal Breeding Center of Iran from 1983 to 2017, were used. The Rook function parameters were calculated for all animals and the peak time, peak milk and persistency were estimated from the curve parameters. The estimation of variance components and genetic parameters of traits were performed by single and two- trait analysis via Gibbs sampling method using of Gibbs3f90 software. The effect of inbreeding was negative on the most of the traits; especially those had a higher heritability and also decreased milk production persistency. The heritability range of the aforementioned traits varied from 0.0003 to 0.086 and the highest heritability was related to persistency trait (0.086) in second lactation and peak milk (0.067) in third lactation. In general, the parameters of the lactation curve had a low heritability, so genetic selection would not show favorable results and changes in environmental and management conditions could be more effective for improving these traits.The range of genetic correlations between curve parameters for the three lactations were estimated -0.018 to 0.939, -0.491 to -0.988, and -0.437 to -0.946, respectively. Considering the positive correlation between persistency and the parameter related to maximum milk yield (c) and peak time (pm) and its negative correlation with the changes in curve shape after reaching a peak (d), improvement in persistency can be indirectly these traits.

**Key words:** Rook function, Holstein cow, Persistency, Heritability.

**مقدمه**

منحنی شیردهی بیان گرافیکی مقدار تولید شیر در طول زمان می‌باشد که توسط بازدهی بیولوژیکی گاو تعیین می‌شود. با توجه به تنوع زیاد در شکل منحنی شیردهی که متأثر از فاکتورهای ژنتیکی و محیطی می‌باشد و از آنجایی‌که میزان وقوع اختلالات متابولیک و تولیدمثلی ناشی از استرس فیزیولوژیکی تولید شیر بالا در گاوهایی با منحنی‌های شیردهی مسطح‌تر کمتر خواهد بود، می‌توان با استفاده از تابع منحنی شیردهی، پارامترهای ژنتیکی خصوصیات این منحنی را برآورد کرد و اقدام به انتخاب برای تغییر شکل منحنی شیردهی در جهت مطلوب نمود و تولید را در هر مرحله از شیردهی پیش‌بینی نمود (بختیاری زاده و مرادی شهربابک، ۱۳۸۹).

تاکنون مدل‌های ریاضی متعددی برای توصیف منحنی شیردهی گاوهای شیری توسعه یافته است که در برگیرنده مدل‌های تجربی ساده (وود، ویلمینک، علی- شفر) تا مدل‌های مکانیستیک (پولوت، دایجکسترا) که منحنی شیردهی را بر اساس بیولوژی شیردهی توصیف می‌نمایند، می‌باشند (Grzesiak و همکاران، ۲۰۰۶). انتخاب تابع مناسب تحت‌تأثیر تعداد پارامترهای مورد ارزیابی از جمله مؤلفه‌های (کو)واریانس است (Biassus و همکاران، ۲۰۱۱).

شکل منحنی شیردهی در دام‌های مختلف، متفاوت می‌باشد و تحت تأثیر سازه‌های ژنتیکی و غیرژنتیکی نظیر سن زایش، فصل زایش، تغذیه، مرحله شیردهی، آبستنی و گله است (Lailson و همکاران، ۲۰۰۵). پارامترها و خصوصیات توصیف کننده منحنی شیردهی شامل تولید در مرحله ابتدایی پس از زایش، افزایش تولید شیر تا رسیدن به اوج تولید، کاهش تولید شیر بعد از اوج تولید، میزان تولید شیر در زمان اوج تولید، زمان رسیدن به اوج تولید، تولید شیر در کل دوره شیردهی و تداوم شیردهی می‌باشند ( Farhangfar و Naeemipour، ۲۰۰۷). در مزارع پرورش گله‌های شیری، کل تولید شیر و تداوم شیردهی دو عامل مهم در سودآوری هستند (Mahadevan، ۱۹۵۱). تداوم شیردهی به صورت توانایی گاوها در نگهداری سطح تولید بعد از رسیدن به اوج تولید تعریف می‌شود. تداوم شیردهی در بین گاوها متغیر بوده و تأثیر مستقیمی بر میزان شیر تولیدی در طول دوره شیردهی دارد (بختیاری زاده و مرادی شهر بابک، ۱۳۸۹؛ مهربان و همکاران، ۱۳۸۸).

دامنه وراثت‌پذیری پارامترهای منحنی شیردهی برای گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از توابع گامای ناقص و وود به ترتیب ۰/۰۸ تا ۰/۳۰ (Farhangfar و Rowlinson، ۲۰۰۷) و ۰/۰۱ تا ۰/۲۹ (Chegini و همکاران، ۲۰۱۵؛ Saghanezhad و همکاران، ۲۰۱۷)گزارش شده است. میزان وراثت‌پذیری تداوم شیردهی برای سه شکم اول زایش با استفاده از مدل حیوانی تک-صفته به ترتیب ۰/۰۱۹، ۰/۰۲۴ و ۰/۰۲۶ برآورد شد (فرخی‌راد، ۱۳۸۵). در مطالعه روی گاوهای آمیخته، همبستگی منفی تداوم شیردهی با پارامتر افزایش و کاهش تولید و همبستگی مثبت طول دوره شیردهی با زمان رسیدن به اوج تولید گزارش شد (Abate و همکاران، ۲۰۱۰). همچنین در یک تحقیق به منظور تعیین پارامترهای منحنی شیردهی گاوهای هلشتاین ایران، همبستگی منفی بین پارامترهای a و b و همبستگی‌های مثبت بین b و c بدست آمد (Seyed-Sharifi و همکاران، ۲۰۰۹).

آمیزش بین حیوانات خویشاوند با ایجاد جفت ژن‌های مشابه در هر جایگاه ژنی و افزایش میزان هم‌خونی در جمعیت، تنوع ژنتیکی را کاهش داده و آثار زیان‌آوری بر بیشتر صفات تولیدی و تولیدمثلی دارد (نقویان و همکاران، ۱۳۹۳). گزارشاتی مبنی بر اثر منفی هم-خونی بر تداوم شیردهی گاوهای برزیل وجود دارد (Pereira و همکاران ۲۰۱۶). همچنین مقدار کاهش تولید شیر در اوج تولید گاوهای هلشتاین امریکا به ازای یک درصد افزایش هم‌خونی ۰/۰۶ تا ۰/۱۲ کیلوگرم گزارش شده است (Mc Parland و همکاران ۲۰۰۷).

تحقیقات صورت گرفته بر روی منحنی شیردهی گاوهای هلشتاین در ایران اغلب با استفاده از توابع سه پارامتری و برای گاوهایی با منحنی شیردهی استاندارد (هنجار) صورت گرفته است. اخیراً تابع روک (چهار پارامتری) به عنوان تابع مناسب برای برازش منحنی شیردهی گاوهای هلشتاین ایران معرفی شده است (آرین‌فر و همکاران، ۱۳۹۷). از آنجایی که برخی گاوها دارای شکل منحنی ناهنجار بوده و در تحقیقات انجام شده در تجزیه و تحلیل‌ها مدنظر قرار نگرفته است، بنابراین این تحقیق با هدف تجزیه وتحلیل ژنتیکی پارامترهای منحنی تولید شیر گاوهای هلشتاین در ایران با استفاده از تابع روک و بررسی اثر هم‌خونی بر هر یک از پارامترهای منحنی تولید شیر در سه شکم اول زایش انجام شد.

## مواد و روش‌ها

به منظور ارزیابی ژنتیکی پارامترهای منحنی تولید شیر سه دورهٔ شیردهی اول گاوهای هلشتاین ایران، رکوردهای روزآزمون تولید شیر سه دورهٔ زایش اول، دوم و سوم که طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۶ توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور جمع‌آوری شده بود، استفاده گردید (جدول ۱). تابع روک بر روی رکوردهای روز آزمون تولید شیر با استفاده از بسته nlme (Pinheiro و همکاران، ۲۰۱۴) نرم‌افزار R برازش شده و پارامترهای تابع برازش شده برای همه حیوانات به صورت جداگانه توسط تابع nlsList در بسته nlme بدست آمد. مدل ریاضی تابع روک به صورت زیر می‌باشد:

$$y = a\left\{\frac{1}{\left[1+\frac{b}{c+t}\right]}\right\}e^{-dt}$$

در این معادله، y، تولید شیر بر حسب کیلوگرم در روز؛ t، روز

شیردهی؛ a، b، c وd، پارامترهایی هستند که مقیاس و شکل منحنی شیردهی را تعریف می‌کنند. پارامتر a میزان تولید شیر در شروع شیردهی، b پارامتر مرتبط با نرخ رسیدن به اوج تولید، c پارامتر مرتبط با حداکثر تولید شیر و نهایتاً d پارامتر مرتبط با تغییرات منحنی بعد از حداکثر تولید و e، عدد نپر و برابر با ۲/۷۱۸ می‌باشد. با استفاده از پارامترهای منحنی که برای همه حیوانات بدست آمد، زمان رسیدن به اوج تولید (pt) و میزان تولید در اوج (pm) برای همه حیوانات با استفاده از روابط زیر محاسبه شد (Rook و همکاران، ۱۹۹۳):

$$pt = -\left(b/\ + c\right) + \sqrt{\left[(b/_2 + c)^2 - c(b + c) + b/_d\right]}$$

$$pm = ae^{-dpt} \Big/ \left[1 + b/_{(c + pt)}\right]$$

برای محاسبه تداوم شیردهی دوره زایش اول و دوره‌های زایش بالاتر به ترتیب از معادله های زیر استفاده گردید:

Pweller= 100*PROD(270)/ PROD(90)

Pweller= 100*PROD(225)/ PROD(45)

در این معادلات ، PROD(45)، PROD(90)، PROD(225) و PROD(270) به ترتیب تولید شیر در روزهای ۴۵، ۹۰، ۲۲۵ و ۲۷۰ است (Weller و همکاران، ۲۰۰۶).

**جدول ۱- ساختار شجره مورد استفاده برای سه دورهٔ اول زایش گاوهای هلشتاین در ایران**

| | شکم زایش اول | شکم زایش دوم | شکم زایش سوم |
|---|---|---|---|
| کل حیوانات | ۸۴۷۱۲۹ | ۶۵۳۹۱۶ | ۵۴۳۱۴۳ |
| حیوانات هم‌خون | ۶۱۸۸۷۴ | ۴۶۰۲۷۰ | ۳۶۳۹۶۶ |
| حیوانات فقط با پدر معلوم | ۳۷۷۴۷ | ۳۲۵۵۷ | ۲۹۹۷۴ |
| حیوانات فقط با مادر معلوم | ۲۷۲۵۱ | ۲۲۴۶۴ | ۱۹۷۸۵ |
| حیوانات دارای پدر و مادر معلوم | ۷۱۰۹۲۳ | ۵۳۷۶۴۶ | ۴۳۲۲۴۴ |

بعد از ویرایش داده‌ها، ابتدا مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری تک تک پارامترها با استفاده از تجزیه و تحلیل تک صفتی برآورد گردید. مدل حیوانی تک صفته مورد استفاده به فرم ماتریسی به صورت زیر بود:

$$y = Xb + Za + e \qquad (۶)$$

در معادله بالا، y بردار مشاهدات، b بردار اثرات ثابت (گله- سال- فصل زایش، نوع زایش (درجه سخت‌زایی)، درصد هم‌خونی، سن گوساله‌زایی، روز شیردهی اولین روزآزمون)، a بردار اثرات افزایشی، e بردار اثرات باقیمانده، X و Z ماتریس‌های طرح هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثرات ثابت و افزایشی حیوان نسبت می‌دهند. برای برآورد همبستگی ژنتیکی و باقیمانده بین پارامترها، از تجزیه و تحلیل دو صفتی استفاده شد.

تعداد ۱۲۰۰۰۰ نمونه با دوره قلق‌گیری ۲۰۰۰۰ و فاصله نمونه‌گیری ۱۰۰ تولید گردید و بعد از به همگرایی رسیدن تجزیه و تحلیل‌ها، از نمونه‌های تولید شده، مؤلفه (کو)واریانس بدست آمده و همبستگی ژنتیکی صفات برآورد گردید. تجزیه و تحلیل تک و

دو صفتی توسط روش نمونه‌گیری گیبس[1] با استفاده از نرم افزار Gibbs3f90 (Misztal و همکاران، ۲۰۰۲) و کنترل همگرایی رسیدن تجزیه و تحلیل‌ها توسط Postgibbsf90 انجام گرفت. بعد از برآورد مؤلفه‌های واریانس پارامترها، جهت محاسبه اثر هم-خونی بر روی پارامترهای منحنی تولید شیر از مدل حیوانی زیر استفاده شد:

$$Y_{ijklmn} = \mu + hys_i + Ce_j + b_1(DIM)_k + b_2(F)_l + b_3(AC)_m + a_n + e_{ijklmn} \quad (۷)$$

در این مدل $Y_{ijklmn}$، رکورد پارامترهای منحنی تولید شیر؛ $\mu$، میانگین جمعیت؛ $HYS_i$، اثر ثابت گله – سال – فصل زایش؛ $Ce_j$، اثر ثابت درجه سخت‌زایی؛ $b_1$، ضریب تابعیت صفات از روز شیردهی اولین روزآزمون؛ $DIM_k$، روز شیردهی اولین روزآزمون؛ $b_2$، ضریب تابعیت صفات از درصد همخونی؛ $b_3$، ضریب تابعیت صفات از سن گوساله زایی؛ $F_l$ ضریب هم‌خونی حیوان، $AC_m$، سن گوساله‌زایی؛ $a_n$، اثرتصادفی ژنتیکی افزایشی حیوان و $e_{ijklmn}$ اثر تصادفی باقیمانده است. برای محاسبه از نرم افزار Blupf90 (Misztal و همکاران، ۲۰۰۲) استفاده شد.

## نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات منحنی تولید شیر سه دوره اول شیردهی گاوهای هلشتاین در جدول ۲ آورده شده است. بالاترین مقادیر پارامترها برای بیشتر صفات (به استثنای پارامتر b، زمان اوج و تداوم شیردهی) مربوط به شکم سوم زایش می‌باشد و از شکم اول تا سوم روند افزایشی مشاهده می‌شود. مقدار پارامترهای b، زمان اوج و تداوم شیردهی در شکم اول زایش بالاترین مقدار داشته و با افزایش شکم زایش روند کاهشی دارد. چنانچه مشاهده می‌شود مقدار تولید در اوج (۳۱/۴۷، ۳۶/۹۰ و ۳۷/۹۱) نسبت به تولید اولیه (۳۵/۷۷، ۴۵/۴۱ و ۴۶/۹۶) در هر سه شکم پایین‌تر می‌باشد که موارد مشابه با تابع روک در تحقیقات آرین‌فر و همکاران (۱۳۹۷) گزارش شده است.

[1]. Gibbs sampling

**جدول ۲- آمار توصیفی پارامترهای توصیف‌کننده منحنی تولید شیر برای سه دوره اول شیردهی**

| دوره شیردهی | پارامتر* | تعداد رکورد | میانگین | انحراف استاندارد |
|---|---|---|---|---|
| اول | a | ۵۰۶۴۶۲ | ۳۵/۷۷ | ۱۱/۷۶ |
| | b | ۴۵۷۵۹۱ | ۰/۹۵۵ | ۵/۲۸ |
| | c | ۴۴۱۹۸۸ | -۵۸/۷۱۴ | ۶۶/۷۵ |
| | d | ۵۳۴۴۶۶ | ۰/۰۰۰۸۳ | ۰/۰۰۱۶ |
| | pt | ۳۷۵۸۴۷ | ۹۴/۲۷ | ۳۹/۰۴ |
| | pm | ۵۱۵۹۷۶ | ۳۱/۴۷ | ۹/۱۲ |
| | p | ۳۵۴۲۷۹ | ۷۸/۹۸ | ۱۲/۸۲ |
| دوم | a | ۳۸۰۲۰۹ | ۴۵/۴۱ | ۱۳/۵۶ |
| | b | ۳۵۴۲۴۴ | ۰/۷۳۱ | ۵/۰۳ |
| | c | ۳۳۲۷۱۶ | -۵۷/۴۱ | ۵۹/۲۵ |
| | d | ۳۹۰۷۱۸ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۱۶ |
| | pt | ۳۱۴۷۶۴ | ۹۴/۲۱ | ۴۵/۱۶ |
| | pm | ۳۸۵۳۵۷ | ۳۶/۹۰ | ۱۰/۹۷ |
| | p | ۳۴۴۶۴۷ | ۶۹/۹۸ | ۱۴/۱۰ |
| سوم | a | ۲۹۳۲۲۲ | ۴۶/۹۶ | ۱۴/۲۲ |
| | b | ۲۷۹۲۹۰ | ۰/۸۰۸ | ۵/۰۸ |
| | c | ۲۷۵۱۱۶ | -۵۶/۲۹ | ۶۱/۶۶ |
| | d | ۳۲۳۱۵۴ | ۰/۰۰۲۴ | ۰/۰۰۲۰ |
| | Pt | ۲۶۲۰۰۷ | ۹۳/۶۱ | ۴۵/۱۶ |
| | Pm | ۳۱۸۸۶۸ | ۳۷/۹۱ | ۱۲/۳۲ |
| | P | ۲۸۹۳۴۱ | ۶۶/۸۹ | ۱۵/۱۴ |

a تولید در شروع دوره شیردهی، b پارامتر مرتبط با نرخ رسیدن به اوج تولید، c پارامتر مرتبط با حداکثر تولید، d پارامتر مرتبط با تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج تولید، pt زمان رسیدن به اوج تولید، pm مقدار تولید در اوج تولید، p تداوم شیردهی.

مطابق این نتایج، در بررسی رکوردهای شیر گاوهای Frieswal هندوستان نیز با استفاده از تابع روک، مقدار تولید اولیه شیر (۲۱۷/۴ کیلوگرم) بالاتر از میزان تولید در اوج شیردهی (۱۹۰/۲ کیلوگرم) گزارش شد (Dohare و همکاران، ۲۰۱۴) که می‌تواند یکی از معایب تابع روک مبنی بر برآورد بیش از اندازه میزان تولید اولیه شیر باشد. با این حال تابع روک دارای مزیت‌هایی است. این تابع منحنی شیردهی را به صورت فرآوره‌های تکثیر و مرگ سلول‌های پستانی بیان می‌کند و به خوبی بر روی داده‌های کل شیردهی برازش می‌شود و تغییرات منحنی شیردهی را در مقایسه با توابع سه پارامتری بیشتر بیان می‌کند. همچنین ماهیت مکانستیکی تابع اجازه می‌دهد تا فهم عمیق‌تری نسبت به علل تفاوت بین دو سیستم تولیدی مقایسه شده و بین دوره‌های شیردهی داشته باشیم (Val-Arreola و همکاران، ۲۰۰۴). همچنین متوسط تولید اولیه شیر در سه دوره زایش بیشتر از مقدار برآورد شده با استفاده از تابع وود در گزارش‌های Chegini و همکاران (۲۰۱۵) برای گاوهای هلشتاین ایران (a=۱۵/۰۸۴)، Rekik و

Gara (۲۰۰۴) برای گاوهای هلشتاین تونس (a=۱۶/۵۷)، Tekerli و همکاران (۲۰۰۰) برای گاوهای هلشتاین ترکیه (a=۱۵/۰۲) و تابع روک در گزارش (Ghavi hossein-zadeh، ۲۰۱۵) برای گاومیش‌های ایران (a=۲۴/۷۳) بود. این تفاوت‌ها در مقدار پارامتر a، ممکن است به تفاوت در گروه‌های ژنتیکی یا مدیریت گله مرتبط باشد.

اوج تولید برآورد شده برای شکم اول زایش در روز ۹۴، ۳۱/۴۷ کیلوگرم بود، در حالیکه اوج تولید گزارش شده توسط Chegini و همکاران (۲۰۱۵) زودتر (روز ۹۱) و بیشتر (۳۴/۴۷ کیلوگرم) و تداوم شیردهی برای شکم‌های زایش اول، دوم و سوم به ترتیب ۷۸/۹۸، ۶۹/۹۸ و ۶۶/۸۹ برآورد گردید که کمتر از تداوم تولید شیر گزارش شده با استفاده از نسبت $P_{Weller}$ و تابع روک در گاومیش‌های ایران (۸۳، ۸۴ و ۸۵ درصد) بود (Ghavi hossein-zadeh، ۲۰۱۵). میانگین پارامتر c در این تحقیق منفی بود که پاسخ روشنی برای آن یافت نشد. در هر صورت ممکن است اختلاف منفی تولید در اوج از تولید اولیه و یا بالاتر بودن تراکم منحنی‌های ناهنجار در اوج شیردهی نسبت به منحنی‌های هنجار علت بروز میانگین منفی پارامتر c باشد. تفاوت در میانگین پارامترهای تحقیق حاضر با سایرمطالعات احتمالاً نتیجه ترکیبی از ژنتیک، اثرات مدیریتی و تغذیه‌ای در بین این مطالعات است.

اجزای واریانس و وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفات منحنی شیردهی با استفاده از تجزیه و تحلیل تک صفتی در جدول ۳ آورده شده است. دامنه وراثت‌پذیری برای صفات منحنی شیردهی در شکم‌های اول، دوم و سوم زایش به ترتیب دامنه‌ای از ۰/۰۰۱ (برای پارامترهای مرتبط با نرخ رسیدن به اوج و حداکثر تولید شیر) تا ۰/۰۴۳ (برای صفت میزان تولید شیر در اوج شیردهی)، ۰/۰۰۱ (برای تغییرات شیب منحنی بعد از اوج تولید) تا ۰/۰۸۶ (برای تداوم شیردهی) و ۰/۰۰۰۳ ( پارامتر مرتبط با حداکثر تولید) تا ۰/۰۶۷ (برای تداوم تولید شیر) داشت. بنابراین انتخاب ژنتیکی برای این صفات در کوتاه مدت نتایج مطلوبی را نشان نخواهد داد و تغییر در شرایط محیطی و مدیریتی نسبت به انتخاب ژنتیکی برای بهبود این صفات تأثیرگذارتر خواهد بود. در یک مطالعه به منظور بررسی پارامترهای منحنی شیردهی گاوهای هلشتاین ایران با استفاده از تابع وود، وراثت‌پذیری پایینی (بین ۰/۰۱۷ تا ۰/۰۵۱) برای این پارامترها گزارش شد (Chegini و همکاران، ۲۰۱۵). در مطالعه‌ای دیگر، Saghanezhad و همکاران (۲۰۱۷) دامنه وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفات منحنی شیردهی سه دوره اول زایش گاوهای هلشتاین ایران را ۰/۰۱۲ (شیب کاهشی منحنی) تا ۰/۲۹ (اوج تولید) گزارش کردند که بالاتر از نتایج تحقیق حاضر بود. Shanks و همکاران (۱۹۸۱) دامنه وراثت‌پذیری صفات منحنی شیردهی را برای شکم اول، دوم و سوم زایش به ترتیب بین ۰/۲۳ (اوج تولید) تا ۰/۰۲ (تداوم شیردهی و زمان رسیدن به اوج تولید)، ۰/۱۹ (اوج تولید) تا ۰/۰۳- (تداوم شیردهی) و ۰/۱۶ (اوج تولید) تا ۰/۰۰- (تداوم تولید) برآورد کردند.

**جدول ۳- مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری (انحراف استاندارد) صفات منحنی تولید شیر برای سه شکم اول زایش با استفاده از تجزیه و تحلیل تک صفتی**

| شکم زایش | صفت* | $\sigma^2 \pm SD$ | $\sigma^2 \pm SD$ | $\sigma^2 \pm SD$ | $h^2 \pm SD$ |
|---|---|---|---|---|---|
| اول | a | ۲/۹۴۵ ± ۰/۱۸۰ | ۱۰۱/۰۱۰ ± ۰/۲۶۰ | ۱۰۳/۹۵۰ ± ۰/۲۱۹ | ۰/۰۲۸ ± ۰/۰۰۲ |
| | b | ۰/۰۴۱ ± ۰/۰۱۳ | ۲۷/۵۸۹ ± ۰/۰۶۰ | ۲۷/۶۳۰ ± ۰/۰۵۹ | ۰/۰۰۱ ± ۰/۰۰۰۵ |
| | c | ۴/۵۹۸ ± ۲/۹۲۶ | ۳۷۵/۰۶۴ ± ۹/۳۴۷ | ۳۷۵/۵۲۳ ± ۸/۹۲۶ | ۰/۰۰۱ ± ۰/۰۰۰۷ |
| | d | ۰/۶۹ E−۸ ± ۰/۱۱ E −۶ | ۰/۲۳ E−۵ ± ۰/۳۷ E −۷ | ۰/۲۳ E−۵ ± ۰/۷۶ E −۷ | ۰/۰۰۲ ± ۰/۰۲۶ |
| | pt | ۷/۹۱۷ ± ۱/۱۳۴ | ۱۳۸۸/۷۰۰ ± ۳/۵۸۸ | ۱۳۹۶/۶۰۰ ± ۳/۵۲۰ | ۰/۰۰۶ ± ۰/۰۰۱ |
| | pm | ۲/۶۸۵ ± ۰/۱۳۰ | ۶۰/۰۷۷ ± ۰/۱۵۸ | ۶۲/۷۶۳ ± ۰/۱۳۴ | ۰/۰۴۳ ± ۰/۰۰۲ |
| | p | ۲/۷۸۵ ± ۰/۲۰۹ | ۱۴۲/۱۳۰ ± ۰/۴۰۳ | ۱۴۴/۹۱۰ ± ۰/۳۷۹ | ۰/۰۱۹ ± ۰/۰۰۱ |
| دوم | a | ۳/۸۲۵ ± ۰/۲۸۳ | ۱۱۷/۶۸۰ ± ۰/۳۷۳ | ۱۲۱/۵۱۰ ± ۰/۳۰۸ | ۰/۰۳۱ ± ۰/۰۰۲ |
| | b | ۰/۰۵۷ ± ۰/۰۱۳ | ۲۴/۶۸۳ ± ۰/۰۶۵ | ۲۴/۷۴۰ ± ۰/۰۶۵ | ۰/۰۰۲ ± ۰/۰۰۰۵ |
| | c | ۹/۸۴۴ ± ۱/۶۵۱ | ۳۰۲۳/۸۰۳ ± ۸/۴۷۹ | ۳۰۳۳/۶۴۷ ± ۸/۴۶۸ | ۰/۰۰۳ ± ۰/۰۰۱ |
| | d | ۰/۱۴ E−۸ ± ۰/۲۱ E −۹ | ۰/۲۰ E−۵ ± ۰/۴۹ E −۸ | ۰/۲۰ E−۵ ± ۰/۴۸ E −۸ | ۰/۰۰۱ ± ۰/۰۰۰۴ |
| | pt | ۷/۰۱۷ ± ۱/۴۸۲ | ۱۷۴۲/۸۰۰ ± ۴/۷۴۰ | ۱۷۴۹/۹۰۰ ± ۴/۶۱۱ | ۰/۰۰۴ ± ۰/۰۰۱ |
| | pm | ۴/۱۹۷ ± ۰/۲۲۸ | ۶۶/۷۳۵ ± ۰/۲۴۲ | ۷۰/۹۳۲ ± ۰/۱۸۶ | ۰/۰۵۹ ± ۰/۰۰۳ |
| | p | ۱۴/۹۰۹ ± ۰/۷۲۹ | ۱۵۸/۹۹۰ ± ۰/۶۹۳ | ۱۷۳/۹۰۰ ± ۰/۴۸۳ | ۰/۰۸۶ ± ۰/۰۰۴ |
| سوم | a | ۳/۷۹۰ ± ۰/۲۸۰ | ۱۲۶/۴۱۰ ± ۰/۴۱۶ | ۱۳۰/۲۰۰ ± ۰/۳۷۰ | ۰/۰۲۹ ± ۰/۰۰۲ |
| | b | ۰/۰۳۲ ± ۰/۰۱۳ | ۲۵/۸۲۲ ± ۰/۰۷۶ | ۲۵/۸۵۴ ± ۰/۰۷۵ | ۰/۰۰۱ ± ۰/۰۰۰۵ |
| | c | ۱/۰۴۹ ± ۰/۵۶۰ | ۳۰۳۰/۹۹۷ ± ۸/۱۷۹ | ۳۰۳۲/۲۰۹ ± ۸/۲۲۹ | ۰/۰۰۰۳ ± ۰/۰۰۰۱ |
| | d | ۰/۸۴ E−۸ ± ۰/۷۰ E −۷ | ۰/۳۵ E−۵ ± ۰/۵۴ E −۷ | ۰/۳۵ E−۵ ± ۰/۲۱ E −۷ | ۰/۰۰۲ ± ۰/۰۱۹ |
| | pt | ۳/۴۳۴ ± ۲/۰۴۵ | ۱۹۲۴/۹۰۰ ± ۶/۱۵۹ | ۱۹۲۸/۳۰۰ ± ۵/۹۰۳ | ۰/۰۰۲ ± ۰/۰۰۱ |
| | pm | ۳/۲۱۴ ± ۰/۲۴۰ | ۹۱/۱۵۸ ± ۰/۳۱۳ | ۹۴/۳۷۱ ± ۰/۲۷۱ | ۰/۰۳۴ ± ۰/۰۰۳ |
| | p | ۱۳/۱۵۱ ± ۰/۶۴۳ | ۱۸۳/۶۲۰ ± ۰/۷۲۱ | ۱۹۶/۷۷۰ ± ۰/۵۷۶ | ۰/۰۶۷ ± ۰/۰۰۳ |

a تولید در شروع دوره شیردهی، b پارامتر مرتبط با نرخ رسیدن به اوج تولید، c پارامتر مرتبط با حداکثر تولید، d پارامتر مرتبط با تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج تولید، pt زمان رسیدن به اوج تولید، pm مقدار تولید در اوج ، p تداوم شیردهی، $\sigma^2$ واریانس ژنتیکی افزایشی، $\sigma^2$ واریانس باقیمانده، $\sigma^2$ واریانس فنوتیپی، $h^2$ وراثت پذیری، $SD$ انحراف استاندارد

به طور کلی میزان وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفات منحنی تولید شیر در دوره دوم زایش بیشتر از سایر دوره‌ها بود و بیشترین مقدار مؤلفه فوق مربوط به صفت تداوم شیردهی شکم دوم زایش (۰/۰۸۶) بود. بنابراین به نظر می‌رسد کمترین اثر واریانس فنوتیپی ناشی از اثرات محیطی در میانه شیردهی اتفاق می‌افتد. این در حالی بود که میزان وراثت‌پذیری تداوم شیردهی در شکم اول زایش بسیار پایین بود (۰/۰۱۹). محمدی و همکاران (۱۳۹۱) بیان کردند که دلیل پایین بودن وراثت‌پذیری در اوایل دوره شیردهی بالا بودن سهم واریانس محیط دائمی در این مرحله از شیردهی بوده و با توجه به اینکه در اواخر دوره شیردهی واریانس ژنتیکی افزایشی بالاتر می‌رود، لذا وراثت‌پذیری‌ها افزایش می‌یابد. حسنوند و همکاران (۱۳۹۴) نیز میزان وراثت‌پذیری صفت مزبور

را برای گاوهای هلشتاین شکم اول، ۰/۰۸ محاسبه کردند که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد. Pereira و همکاران (۲۰۱۲) میزان وراثت‌پذیری تداوم شیردهی گاوهای نژاد Gyr برزیل را دامنه ۰/۱۰ تا ۰/۲۵ گزارش کردند که بالاتر از یافته‌های تحقیق حاضر بود. استفاده از توابع مختلف برای توصیف منحنی تولید شیر و محاسبه پارامترهای منحنی و همچنین منظور نکردن منحنی شیردهی ناهنجار برخی گاوها در تجزیه و تحلیل‌ها می‌تواند دلیل تفاوت برآوردهایوراثت‌پذیری برای پارامترهای منحنی شیردهی در مطالعات مختلف باشد.

یک منحنی هنجار شیردهی پارامترهای مثبت دارد که با یک فاز اولیه افزایشی به سمت حداکثر تولید مشخص می‌شود و با یک فاز کاهشی ادامه می‌یابد. منحنی‌های شیردهی با پارامترهای منفی، ناهنجار در نظر گرفته می‌شوند و فاصله آبستنی تا اولین رکورد روزآزمون ثبت شده به عنوان مهم‌ترین فاکتور وقوع منحنی‌های ناهنجار شیردهی بیان شده است (Ferris و همکاران، ۱۹۸۵؛ Macciotta و همکاران، ۲۰۰۵). تنوع در کیفیت و کمیت جیره و همچنین مشکلات فیزیولوژیکی و سلامتی مرتبط با شرایط محیطی نامساعد (گرما در تابستان) نیز منجر به منحنی‌های شیردهی ناهنجار می‌شود (Rekik و Gara، ۲۰۰۴). بنابراین بهبود شرایط محیطی و مدیریتی می‌تواند سهم واریانس محیطی را کاهش و در نتیجه وراثت‌پذیری را بهبود بخشد. Rekaya و همکاران (۲۰۰۰) بیان کردند که برآورد وراثت‌پذیری برای پارامترهای منحنی اهمیت تفاوت‌های ژنتیکی موجود در شکل منحنی شیردهی را نشان می‌دهد و با توجه به وراثت‌پذیری‌های بالای برآورد شده برای پارامترهای منحنی شیردهی گاوهای هلشتاین اسپانیا (از ۰/۰۵ برای پارامتر زمان رسیدن به اوج تا ۰/۳۲ برای پارامتر شیب بالارونده منحنی) با استفاده از مدل‌های تجزیه و تحلیل بیزین[۲]، می‌توان با انتخاب ژنتیکی شکل منحنی شیردهی جمعیت مزبور را اصلاح کرد.

جدول ۴ ضرایب تابعیت پارامترهای منحنی رشد از هم‌خونی فردی هر حیوان برای سه شکم اول زایش را نشان می‌دهد. ضریب تابعیت تولید در شروع دوره شیردهی (a) از هم‌خونی در سه دوره زایش منفی بوده و بیشترین مقدار کاهش مربوط به دوره شیردهی دوم می‌باشد که ۹۰ گرم کاهش به ازای افزایش یک درصد هم-خونی می‌باشد.

---

[۱]. Bayesian analysis

**جدول ٤- ضرایب تابعیت و اشتباه معیار صفات منحنی تولید شیر از ضریب هم‌خونی**

| صفت | شکم زایش اول | شکم زایش دوم | شکم زایش سوم |
|---|---|---|---|
| a | -۰/۰۶۵ ± ۰/۰۱۰* | -۰/۰۹۰ ± ۰/۰۱۳* | -۰/۰۶۴ ± ۰/۰۱۵* |
| b | -۰/۰۱۵ ± ۰/۰۰۵* | ۰/۰۰۴ ± ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۹ ± ۰/۰۰۶ |
| c | ۰/۰۶۲ ± ۰/۰۲۱* | -۰/۰۲۲ ± ۰/۰۶۵ | ۰/۲۳۱ ± ۰/۰۶۶* |
| d | -۰/۲ E-۵ ± ۰/۱۴ E -۵ | ۰/۳۲ E-۵ ± ۰/۱۲ E -۵* | -۰/۶۳ E-۵ ± ۰/۲۲ E -۵* |
| pt | -۰/۰۴۱ ± ۰/۰۴۲ | ۰/۱۰۲ ± ۰/۰۵۲* | ۰/۰۰۴ ± ۰/۰۵۸ |
| pm | -۰/۰۴۰ ± ۰/۰۰۸* | -۰/۰۸۶ ± ۰/۰۱۰* | -۰/۰۶۳ ± ۰/۰۱۳* |
| p | -۰/۰۱۶ ± ۰/۰۱۴ | -۰/۰۲۸ ± ۰/۰۱۶ | -۰/۰۱۲ ± ۰/۰۱۹ |

a تولید در شروع دوره شیردهی، b پارامتر مرتبط با نرخ رسیدن به اوج تولید، c پارامتر مرتبط با حداکثر تولید، d پارامتر مرتبط با تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج تولید، pt زمان رسیدن به اوج تولید، pm مقدار تولید در اوج تولید، p تداوم شیردهی.* معنی‌دار در سطح احتمال کم‌تر از ۵ درصد.

اثر هم‌خونی بر روی صفت زمان رسیدن به اوج تولید (pt) در شکم اول کاهشی بوده اما برای شکم دوم و سوم ضریب تابعیت مثبت بوده که مقدار برآورد شده برای شکم دوم به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. با توجه به اینکه هم‌خونی یکی از عوامل ژنتیکی مؤثر در شکل منحنی شیردهی است و از آنجا که وراثت-پذیری این صفت در شکم اول بیشتر از سایر دوره‌ها بوده (جدول ۳)، لذا بیشتر تحت تأثیر افت ناشی از هم‌خونی قرار گرفته است. موارد مشابه برای پارامتر نرخ رسیدن به اوج تولید (b) نیز مشاهده می‌شود، اما در این صفت اثر هم‌خونی برای شکم دو م و سوم معنی‌دار نبود. مقدار کاهش تولید در اوج به ازای افزایش یک درصد هم‌خونی برای سه شکم اول به ترتیب ۴۰، ۸۶ و ۶۳ گرم بدست آمد که مشابه تولید در شروع دوره شیردهی، مقدار کاهش در شکم دوم بالاتر از شکم زایش اول و سوم بود. تداوم شیردهی گاوها به ازای افزایش یک درصد هم‌خونی کاهش می‌یابد، به طوری که به ازای افزایش یک درصد هم‌خونی، مقدر تداوم شیردهی در گاوها برای سه شکم اول به ترتیب ۰/۰۱۶، ۰/۰۲۸ و ۰/۰۱۲ درصد کاهش خواهد یافت. بالاترین میزان افت ناشی از هم‌خونی صفات تولید اولیه شیر، مقدار تولید در اوج و تداوم شیردهی مربوط به دوره دوم زایش می‌باشد که وراثت‌پذیری این صفات بالاتر است (جدول ۳)، بنابراین احتمالاً وراثت‌پذیری بسیار جزئی پارامتر c در شکم سوم زایش (۰/۰۰۰۳) و پایین بودن تنوع ژنتیکی افزایشی پارامتر مذکور در این دوره سبب این ضریب تابعیت مثبت و بالا (۰/۲۳) و عدم تأثیر منفی هم‌خونی روی این پارامتر شده است.

متوسط ضریب هم‌خونی برای حیوانات دارای رکورد در سه دوره متوالی شیردهی به ترتیب ۲/۴۰، ۲/۲۰ و ۲/۰۱ درصد بود و به ترتیب حیوانات با هم‌خونی بالاتر در شکم‌های دوم و سوم نسبت به شکم اول کمتر بود. از آنجایی عمده دلیل افزایش هم‌خونی در اثر استفاده از تعداد محدودی گاو نر و یا تمرکز روی استفاده از خانواده‌های محدود که معمولاً برای ارتقاء پتانسیل ژنتیکی تولید است، اتفاق می‌افتد. این افزایش ظرفیت تولیدی و هم‌خونی ناشی از آن در نقطه‌ای به تعادل رسیده و بعد از آن افزایش هم‌خونی با بروز افت ناشی از هم‌خونی همراه خواهد بود. بنابراین تاثیر افزایش هم‌خونی در ابتدا به صورت افزایشی و سپس کاهشی خواهد بود. وجود اثر مثبت هم‌خونی برای برخی پارامترها در شکم بالاتر در تحقیق حاضر می‌تواند نتیجه برآیند اثر افزایشی و کاهشی هم‌خونی و متعاقب آن نشان دادن اثر مثبت هم‌خونی بر روی این پارامترها باشد (فرجی آروق، ۱۳۸۷).

در تحقیق Mc Parland و همکاران (۲۰۰۷) بر روی گاوهای هلشتاین آمریکا گزارش شد که تولید شیر در اوج تولید به ازای هر یک درصد افزایش هم‌خونی ۰/۰۶ تا ۰/۱۲ کیلوگرم کاهش می‌یابد که مشابه نتایج تحقیق حاضر می‌باشد. Pereira و

همکاران (۲۰۱۶) افت ناشی از هم‌خونی را برای تولید شیر گاوهای نژاد Gyr برزیل در دامنه بین ۰/۱۳۵- تا ۱/۲۳۸- کیلوگرم گزارش کردند و بیان کردند که با بالا رفتن سطح هم-خونی، تداوم تولید شیر کاهش می‌یابد. Bjelland و همکاران (۲۰۱۳) میزان افت ناشی از هم‌خونی را برای صفت اوج تولید شیر را با استفاده از نشانگرهای SNP کل ژنوم گاو هلشتاین، به ترتیب ۰/۲۲-، ۰/۱۴- و ۰/۱۷- محاسبه کردند، که بالاتر از مقدار برآورد شده در تحقیق حاضر می باشد.

همبستگی‌های ژنتیکی و باقیمانده بین صفات منحنی شیردهی شکم‌های اول، دوم و سوم زایش به ترتیب در جداول ۵، ۶ و ۷ نشان داده شده است. دامنه همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات منحنی تولید شیر در شکم اول زایش از ۰/۰۱۸- (بین نرخ رسیدن به اوج و مقدار تولید در اوج شیردهی) تا ۰/۹۳۹ (بین تولید اولیه و مقدار تولید در اوج) متغیر بود. برای شکم دوم و سوم زایش، بالاترین و پایین‌ترین همبستگی‌های ژنتیکی به ترتیب بین پارامتر مرتبط با حداکثر تولید و زمان رسیدن به اوج و بین پارامترهای مرتبط با حداکثر تولید و میزان تولید در شروع شیردهی بود. دامنه همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات منحنی شیردهی برازش داده شده با تابع وود بین ۰/۹۰- (تولید اولیه و شیب بالارونده منحنی) تا ۰/۹۹ (زمان رسیدن به اوج و تداوم تولید) گزارش شد و بیان گردید که این همبستگی قوی منفی بین تولید اولیه و شیب بالارونده منحنی نشان دهنده این است که گاوهایی با تولید اولیه بالاتر دارای نرخ افزایش تا اوج کمتری بودند (Saghanezhad و همکاران ۲۰۱۷). در حالیکه در تحقیق حاضر همبستگی‌های ژنتیکی بین تولید اولیه (a) با پارامترهای مرتبط با نرخ رسیدن به اوج و حداکثر تولید (b و c) مثبت بود که با نتایج Saghanezhad و همکاران (۲۰۱۷) مغایرت داشت. همبستگی مثبت بین تولید اولیه و مقدار تولید در اوج در دوره‌های مختلف زایش (۰/۹۳۹، ۰/۷۵۹ و ۰/۷۳۱) در تحقیق حاضر بیانگر این است که گاوهایی با تولید بیشتر در شروع شیردهی، تولید بالاتری نیز در اوج خواهند داشت که با نتایج Saghanezhad و همکاران (۲۰۱۷) مطابقت دارد. با توجه به همبستگی منفی بین تولید اولیه و زمان رسیدن به اوج، گاوهایی با تولید اولیه بالاتر با وجود داشتن تولید بالا در زمان اوج تولید زودتر به اوج تولید خواهند رسید. این در حالی است که تداوم شیردهی با تولید اولیه در شکم اول زایش همبستگی ژنتیکی مثبت (۰/۳۹۵) و در شکم‌های بعدی همبستگی منفی (۰/۲۴۷- و ۰/۲۳۷-) کمی دارد اما با صفات زمان رسیدن به اوج (دامنه بین ۰/۱۳۱ تا ۰/۶۷۳) و مقدار تولید در اوج شیردهی (دامنه بین ۰/۰۲۹ تا ۰/۵۴۳) همبستگی ژنتیکی و باقیمانده مثبتی بدست آمد که نشان دهنده این است که گاوهایی که دیرتر به اوج شیردهی می‌رسند و مقدار تولید بیشتری نیز در اوج داشته از ماندگاری تولید شیر بالاتری نیز برخوردارند.

تداوم شیردهی با تغییرات شیب منحنی پس از اوج رابطه ژنتیکی و فنوتیپی منفی (دامنه ۰/۶۳۲- تا ۰/۰۰۴-) دارد که با نتایج Ferris و همکاران (۱۹۸۵) مطابقت داشت که نشان می‌دهد تداوم به شیب پایین‌رونده منحنی بستگی دارد و افزایش این شیب سبب کاهش تداوم شیردهی می‌شود. همچنین بین پارامترهای b و d همبستگی منفی ضعیفی (۰/۰۰۳-، ۰/۰۰۰۵- و ۰/۰۰۰۲-) وجود دارد که بیانگر این است که با افزایش نرخ رسیدن به اوج تغییرات شیب منحنی بعد از اوج به مقدار بسیار کم، کاهش می‌یابد در حالیکه Saghanezhad و همکاران (۲۰۱۷) همبستگی مثبت بالایی (۰/۵۵، ۰/۹۱ و ۰/۹۴) بین شیب بالارونده و شیب پایین‌رونده منحنی تولید شیر گزارش کردند که مشخص می‌کند گاوهایی با نرخ بالاتر در افزایش تولید تا اوج، کاهش تولید سریعتری بعد از اوج دارند. بنابراین همبستگی ژنتیکی پارامتر a با پارامترهای b، c و pt نامطلوب و با d و pm مطلوب است. همچنین به موازات افزایش میزان تولید در شروع شیردهی اول تا سوم (۳۵/۷۷، ۴۵/۴۱ و ۴۶/۹۶)، در شیردهی اول با افزایش میزان تولید اولیه تداوم افزایش اما در شیردهی‌های بعدی به دلیل میزان بالای تولید اولیه برآورد شده با تابع روک منجر به رابطه منفی و نامطلوب بین دو پارامتر مزبور گردید. بنابراین انتظار می‌رود با انتخاب برای تولید شیر کمتر در شروع شیردهی برای شکم‌های زایش دوم و سوم شیب منحنی را قبل از اوج کاهش و یک شیردهی متداوم‌تر با اوج تولید دیرتر ایجاد کرد.

**جدول ۵- همبستگی ژنتیکی (بالای قطر) و باقیمانده (پایین قطر) ± انحراف استاندارد بین پارامترهای منحنی برای شکم اول زایش**

| صفات | a | b | c | d | Pt | pm | p |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| a | | ۰/۱۷۸ (± ۰/۰۶۷) | ۰/۵۸۲ (± ۰/۰۷۴) | -۰/۰۰۵ (± ۰/۰۰۴) | -۰/۰۰۱ (± ۰/۰۶۶) | ۰/۹۳۹ (± ۰/۰۱۴) | ۰/۳۹۵ (± ۰/۰۳۹) |
| b | ۰/۶۰۴ (± ۰/۰۰۱) | | ۰/۴۹۹ (± ۰/۰۸۹) | -۰/۰۰۳ (± ۰/۰۰۴) | ۰/۲۲۹ (± ۰/۰۹۲) | -۰/۰۱۸ (± ۰/۰۹۰) | ۰/۲۲۲ (± ۰/۰۷۸) |
| c | ۰/۴۰۰ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۲۸۱ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۱۰ (± ۰/۰۰۴) | ۰/۲۰۱ (± ۰/۱۶۷) | ۰/۵۱۳ (± ۰/۱۳۶) | ۰/۳۶۴ (± ۰/۱۰۹) |
| d | ۰/۶۹۳ (± ۰/۰۰۱) | ۰/۴۲۳ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۲۹۶ (± ۰/۰۰۲) | | -۰/۰۰۴ (± ۰/۰۰۹) | -۰/۰۰۴ (± ۰/۰۰۳) | -۰/۰۰۴ (± ۰/۰۰۴) |
| pt | -۰/۰۹۸ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۰۰۹ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۴۱۵ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۱۱۴ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۲۰ (± ۰/۰۷۳) | ۰/۶۷۳ (± ۰/۰۵۵) |
| pm | ۰/۰۷۴ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۲۵۹ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۰۱۴ (± ۰/۰۰۰۲) | -۰/۰۹۶ (± ۰/۰۰۱) | -۰/۱۰۲ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۳۶۲ (± ۰/۰۳۹) |
| p | -۰/۱۸۹ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۰۶۱ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۱۰۵ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۵۶۹ (± ۰/۰۰۱) | ۰/۱۳۱ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۰۴۶ (± ۰/۰۰۲) | |

**جدول ٦- همبستگی ژنتیکی (بالای قطر) و باقیمانده (پایین قطر) ± انحراف استاندارد بین پارامترهای منحنی برای شکم دوم زایش**

| صفات | a | b | c | d | Pt | pm | p |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| a | | ۰/۰۶۱ (± ۰/۰۹۹) | ۰/۹۸۸ (± ۰/۰۰۴) | -۰/۱۱۸ (± ۰/۰۲۸) | -۰/۱۸۲ (± ۰/۰۷۴) | ۰/۷۵۹ (± ۰/۰۲۰) | -۰/۲۴۷ (±۰/۰۳۸) |
| b | ۰/۴۸۸ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۷۹۷ (± ۰/۰۶۸) | -۰/۰۰۰۵ (± ۰/۰۰۰۴) | -۰/۲۷۵ (± ۰/۰۲۳) | -۰/۰۵۱ (± ۰/۰۹۶) | ۰/۱۰۱ (±۰/۰۸۱) |
| c | ۰/۱۹۹ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۱۲۸ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۰۷ (±۰/۰۰۳) | -۰/۴۹۱ (± ۰/۰۷۸) | ۰/۵۰۶ (± ۰/۰۶۵) | ۰/۶۵۷ (±۰/۰۹۶) |
| d | ۰/۶۲۷ (± ۰/۰۰۱) | ۰/۳۳۲ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۱۲۴ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۰۵ (± ۰/۰۰۱) | -۰/۲۱۱ (± ۰/۰۴۴) | -۰/۴۲۷ (± ۰/۰۸۷) |
| pt | -۰/۳۲۴ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۱۷۴ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۷۹۱ (± ۰/۰۰۱) | -۰/۲۸۴ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۷۶ (± ۰/۰۸۰) | ۰/۱۸۶ (±۰/۰۸۵) |
| pm | ۰/۵۵۴ (± ۰/۰۰۱) | ۰/۰۲۱ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۴۹۲ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۰۹۷ (±۰/۰۰۲) | -۰/۶۱۹ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۵۴۳ (± ۰/۰۲۳) |
| p | -۰/۲۰۳ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۰۳۷ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۰۲۴ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۶۳۲ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۱۶۴ (± ۰/۰۰۳) | ۰/۰۲۹ (± ۰/۰۰۳) | |

**جدول ۷- همبستگی ژنتیکی (بالای قطر) و باقیمانده (پایین قطر) ± انحراف استاندارد بین پارامترهای منحنی برای شکم سوم زایش**

| صفات | a | b | c | D | Pt | pm | p |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| a | | ۰/۳۷۴ (± ۰/۱۲۷) | ۰/۹۶۴ (± ۰/۰۳۲) | -۰/۰۳۱ (± ۰/۰۴۲) | -۰/۲۲۷ (± ۰/۱۰۱) | ۰/۷۳۱ (± ۰/۰۲۳) | -۰/۲۳۷ (± ۰/۰۴۲) |
| b | ۰/۴۱۹ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۸۳۱ (± ۰/۰۹۶) | -۰/۰۰۰۲ (± ۰/۰۰۰۱) | -۰/۲۳۴ (± ۰/۰۹۳) | ۰/۱۴۶ (± ۰/۰۹۳) | -۰/۱۷۴ (± ۰/۰۷۳) |
| c | ۰/۱۵۸ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۱۵۸ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۷۹۴ (±۰/۰۱۰) | -۰/۴۳۷ (± ۰/۰۸۷) | ۰/۵۰۹ (± ۰/۰۷۲) | ۰/۶۱۲ (± ۰/۰۹۷) |
| d | ۰/۶۱۹ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۳۲۴ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۲۰۹ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۱۶ (± ۰/۰۲۶) | -۰/۱۱۰ (± ۰/۰۲۸) | -۰/۲۷۰ (± ۰/۰۵۹) |
| pt | -۰/۳۲۰ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۲۱۵ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۸۱۴ (± ۰/۰۰۰۷) | -۰/۲۷۰ (± ۰/۰۰۲) | | ۰/۰۸۸ (± ۰/۱۰۳) | ۰/۳۳۱ (± ۰/۰۹۵) |
| pm | ۰/۵۶۸ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۰۵۱ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۵۵۷ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۱۵۳ (±۰/۰۰۲) | -۰/۶۴۳ (± ۰/۰۰۱) | | ۰/۴۹۳ (± ۰/۰۳۵) |
| p | -۰/۱۹۷ (± ۰/۰۰۳) | -۰/۰۵۸ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۰۰۳ (± ۰/۰۰۲) | -۰/۶۲۸ (± ۰/۰۰۱) | ۰/۱۴۰ (± ۰/۰۰۲) | ۰/۰۵۱ (± ۰/۰۰۳) | |

a تولید در شروع دوره شیردهی، b پارامتر مرتبط با نرخ رسیدن به اوج تولید، c پارامتر مرتبط با حداکثر تولید، d پارامتر مرتبط با تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج تولید، pt زمان رسیدن به اوج تولید، pm مقدار تولید در اوج ، p تداوم شیردهی

## نتیجه‌گیری

نتایج تجزیه و تحلیل تحقیق حاضر نشان داد که پارامترهای منحنی تولید شیر دارای وراثت‌پذیری پایینی می‌باشند و انتخاب ژنتیکی برای بهبود این صفات با استمرار و در طول زمان موثر خواهد بود بنابراین جهت بهبود باید فاکتورهای محیطی و مدیریتی نیز در کنار انتخاب ژنتیکی صفات مورد توجه باشد. همبستگی ژنتیکی مثبت صفت تداوم تولید با پارامتر مرتبط با حداکثر تولید (c) و میزان تولید در اوج شیردهی (pm) و همبستگی منفی آن با تغییرات شیب منحنی بعد از رسیدن به اوج (d) نشان داد که یکی از این صفات می‌تواند به عنوان معیار انتخاب برای بهبود سه صفت دیگر باشد. با توجه به وراثت‌پذیری تداوم تولید که بالاتر از همه صفات بود انتخاب ژنتیکی برای این صفت در کنار بهبود عوامل محیطی و مدیریتی می‌تواند باعث پایداری بهتر سیستم تولیدی و متعاقب آن باعث کاهش هزینه‌های تولید و از طرفی بهبود اقتصاد سیستم تولیدی باشد. لذا توجه به وضعیت منحنی تولید شیر و پارامترهای مرتبط با منحنی در جمعیت گاوهای هلشتاین و هدفگذاری موثر برنامه اصلاح نژادی در جهت بهبود وضعیت منحنی از طریق پارامترهای منحنی می‌تواند به بهبود مدیریت عملکرد و اقتصاد صنعت گاوشیری موثر باشد.

## تشکر و قدردانی

از همکاری و مساعدت مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور جهت در اختیار قرار دادن داده‌ها صمیمانه تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

آرین‌فر، م.، رکوعی، م.، داشاب، غ. و فرجی آروق، ه. (۱۳۹۷). مقایسه توابع توصیف‌کنندهٔ منحنی تولید شیر سه دورهٔ اول شیردهی گاوهای هلشتاین ایران. مجله تولیدات دامی. دوره ۲۰، شماره ۳. ص ص. ۳۵۱-۳۶۳.

بختیاری‌زاده و مرادی شهر بابک، م. (۱۳۸۹). برآورد پارامترهای منحنی شیردهی توسط تابع گامای ناقص و تعیین رابطه ژنتیکی آن‌ها با صفات تیپ پستان در گاوهای هلشتاین ایران. مجله علوم دامی ایران، ۴۱(۱):۱-۱۰.

حسنوند، س.، مهربان، ح. و صادقی سفید مزگی، ع. (۱۳۹۴). برآورد روند و پارامترهای ژنتیکی برای تداوم شیردهی گاوهای هلشتاین در ایران. نشریه پژوهش‌های علوم دامی ایران. جلد ۷، شماره۱. ص ص. ۱۱۳- ۱۱۹.

فرجی آروق، ه. (۱۳۸۷). برآورد ضریب هم‌خونی گاوهای هلشتاین ایران و تاثیر آن بر صفات تولید شیر. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

فرخی راد، م. (۱۳۸۵). بررسی روابط ژنتیکی بین تداوم شیردهی و صفات تولیدمثل در برخی از گله گاوهای هلشتاین. پایان نامه دکتری، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.

محمدی، ع.، علیجانی، ص.، رأفت، س.ع.، تقی‌زاده، ا. و بهلولی، م. (۱۳۹۱). مقایسه برازش عملکرد توابع چند جمله‌ای در مدل رگرسیون تصادفی برای رکوردهای روزآزمون تولید شیر گاوهای هلشتاین ایران. پژوهش‌های تولیدات دامی. سال سوم، شماره ۶. ص ص. ۴۶-۶۳.

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

مهربان، ح.، فرهنگ فر، ه.، رحمانی نیا، ج.، وسلطانی، ح. ع. (۱۳۸۸). مقایسه برخی توابع توصیف کننده شکل منحنی شیردهی در گاو نژاد هلشتاین. مجله پژوهش های علوم دامی ایران. ۲: ۵۲- ۴۷.

نقویان، س.، حسنی، س.، آهنی آذری، م.، خان احمدی، ع.، ساقی، د.ع. و مامی‌زاده، ن.ب. (۱۳۹۳). مطالعه تنوع ژنتیکی گوسفند کردی شیروان با استفاده از نشانگرهای ریزماهواره و مقایسه ضریب همخونی بدست آمده با استفاده از اطلاعات شجره‌ای. نشریه پژوهش‌های علوم دامی. ۲۴(۱): ۹۳-۱۰۵.

Abate, A. L., Atta., M. and Anthony., R. N. (2010). Seasonal variation of milk persistency of Kenna× Friesion Crossbred dairy cows under confinement feeding in a hot environmental. *Journal of Animal Science*, 10: 13-18.

Biassus, I.O., Cobuci, J.A., Costa, C.N., Rorato, P.R.N., Braccini Neto, J., Cardoso, L.L. (2011). Genetic parameters for production traits in primiparous Holstein cows estimated by random regression models. *Revista Brasileira de Zootecnia*. 40:85–94.

Bjelland, D. W., Weigel, K. A., Vukasinovic, N. and Nkrumah, J. D. (2013). Evaluation of inbreeding depression in Holstein cattle using whole-genome SNP markers and alternative measures of genomic inbreeding. *Journal of Dairy Science*. 96:4697–4706.

Chegini, A., Shadparvar, A. and Ghavi Hossein-Zadeh, N. (2015). Genetic parameter estimates for lactation curve parameters, milk yield, age at first calving, calving interval and somatic cell count in Holstein cows. *Iranian Journal of Applied Animal Science*. 5(1):61- 67.

Dohare, A.K., Singh, B., Verma, M.R., Perme, B., Sharma, V.B., Gupta, N. and Kshandakar, S. (2014). Comparison of standard lactation curve models using fortnightly milk records in Frieswal cattle. Veterinary World, **7**(10): 831–34.

Farhangfar, H. and Naeemipour, H. (2007). Phenotypic study of lactation curves in Iranian Holestein. *Journal of Agriculture Science*. 9:279-286.

Farhangfar, H. and Rowlinson. P. (2007). Genetic analysis of Wood's lactation curve in Iranian Holstein heifers. *Journal of Biological Sciences*. 7:127-135.

Ferris, T.A., Mao, I.L. and Anderson, C.R. (1985). Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. *Journal Dairy Science.* 68:1438-1448.

Ghavi Hossein-Zadeh, N. (2015). Comparison of non-linear models to describe the lactation curves for milk yield and composition in buffaloes (Bubalus bubalis). *Journal of Animal Science*. 10(2): 248-261.

Grzesiak, W., Blaszczyk, P. and Lacroix, R. (2006). Methods of predicting milk yield in dairy cows predictive capabilities of Wood's lactation curve and artificial neural networks (ANNs). Computers and Electronics in Agriculture. 54(2):69-83.

Lailson, M.P., Gonzalez, A.A.T., Villagomez, P.P., Berruecos-Villalobos, J.M. and Vasquez, C.G. (2005). Factors affecting milk yield and lactation curve fitting in the creole sheep of Chiapas-Mexico. *Small Ruminant Research*. 58(3):265–273.

Macciotta, N.P.P., Vicario, D. and Cappio-Borlino, A. (2005). Detection of different shapes of lactation curve for milk yield in dairy cattle by empirical mathematical models. *Journal of Dairy Science*. 88(3):1178–1191.

Mahadevan, P. (1951). The effect of environment and heredity on lactation. II. Persistency of lactation. *Journal of Agriculture Science*. 41(1-2):89–93.

Mc Parland, S., Kearney, J.F., Rath. F. and Berry, D.P. (2007). Inbreeding effect on milk production,calving performance,fertility and conformation in Irish Holstein-Friesians. *Journal of Dairy Science*. 90:4411- 4419.

Misztal, I., Tsuruta, S., Strabel., T., Auvray., B., Druet, T. and Lee, D. (2002). BLUPF90 and related programs (BGF90). Proceedings of the 7th world congress on genetics applied to livestock production, Montpellier, France, pp. 1-2.

Pereira, R.J., Santana, M.L. Ayres, D.R., Bignardi, A.B., Menezes, G.R. Silva, L.O., Machado, C.H., Josahkian, L.A. and Albuquerque, L.G. (2016). Inbreeding depression in Zebu cattle traits. *Journal of Animal Breeding and Genetics*. 133:523–533.

Pereira, R.J., Verneque, R.S., Lopes, P.S., Santana Júnior, M.L., Lagrotta, M.R., Torres, R.A., Vercesi Filho, A.E., Machado, M.A. (2012). Milk yield persistency in Brazilian Gyr cattle based on a random regression model. *Genetics and Molecular Research*.11:1599–1609.

Pinheiro, J., Bates, D., DebRoy, S. and Sarkar, D. (2014). R Core Team nlme: linear and nonlinear mixed effects models. R package version 3.1-117. Available at h

ttp://CRAN. R-project. org/package= nlme.

Rekaya, R., Carabaño, M.J. and Toro, M.A. (2000). Bayesian analysis of lactation curves of Holstein-Friesian cattle using a nonlinear model. *Journal of Dairy Science.* 83:2691-2701.

Rekik, B. and Gara, A.B. (2004). Factors affecting the occurrence of atypical lactations for Holstein–Friesian cows. *Livestock Production Science.* 87:245-250.

Rook, A., France, J. and Dhanoa, M. (1993). On the mathematical description of lactation curves. *Journal of Agriculture Science*. 121:97-102.

Saghanezhad, F., Atashi, H., Dadpasand, M., Zamiri, M.J. and Shokri-Sangari, F. (2017). Estimation of genetic parameters for lactation curve traits in Holstein dairy cows in Iran. *Iranian Journal of Applied Animal Science*. 7(4):559-566.

Seyed-Sharifi, R., Seyedsharifi R. and Fallah Kheir, A.R. (2009). Selection for lactation curve and determination of the lactation curve function in Iranian Holstein cows by empirical mathematical models. *Journal of Food, Agriculture and Environment*. 7(2):453-455.

Shanks, R.D., Berger, P.J., Freeman, A.E. and Dickinson, F.N. (1981). Genetic aspects of lactation curves. *Journal of Dairy Science.* 64:1852-1860.

Tekerli, M., Akinchi, Z., Dogan, I. and Akcan, A. (2000). Factor affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. *Journal of Dairy Science.* 83:1381-1386.

Weller, J.I., Ezra, E. and Leitner, G. (2006). Genetic analysis of persistency in the Israeli Holstein population by the multitrait animal model. *Journal of Dairy Science.* 89:2738-2746.