Archive of SID

پژوهش‌های علوم دامی
Animal Science Researches

مقاله علمی پژوهشی/نشریه پژوهش‌های علوم دامی/ جلد ۳۰ شماره ۲/ سال۱۳۹۹/ صفحات ۲۵ تا ۳۹

بررسی اثر ضریب همخونی بر تولید شیر، تعداد روزهای شیردهی و سن نخستین زایش گاوهای شیری ایران با استفاده از رگرسیون کوآنتایل

راضیّه واحدی درمیان[۱]، سیّد همایون فرهنگ‌فر*[۲] و محمّدباقر صیّادنژاد[۳]

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۲/۵

[۱] دانشجوی کارشناسی‌ارشد بخش علوم دام دانشگاه بیرجند
[۲] استاد بخش علوم دام دانشگاه بیرجند
[۳] کارشناس‌ارشد مرکز اصلاح نژاد دام و بهبود تولیدات دامی کرج
* مسؤول مکاتبه: Email: hfarhangfar@birjand.ac.ir

چکیده

زمینه مطالعاتی: همخونی (درون‌زادآوری) که به‌طور کلی به آمیزش حیوانات خویشاوند با یکدیگر گفته می‌شود، سبب افزایش فراوانی ژنوتیپ‌های هموزیگوت و کاهش فراوانی ژنوتیپ هتروزیگوت در جمعیّت می‌گردد. چشم‌گیرترین پیامد همخونی، کاهش فنوتیپی صفاتی است که با کارآیی فیزیولوژیکی و ظرفیّت تولیدمثلی در ارتباط می‌باشند. **هدف**: این تحقیق با هدف برآورد اثر همخونی بر صفات تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی، تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش، متوسّط تولید شیر روزانه، تعداد روز شیردهی، و سن نخستین زایش در گاوهای شیری ایران با استفاده از روش آماری رگرسیون کوآنتایل انجام شد. **روش کار**: تعداد ۵۸۰۸۰۲ رکورد متعلّق به ۵۸۰۸۰۲ رأس گاو شیری شکم اوّل توزیع‌یافته در ۱۱۸۵ گله (در ۲۰ استان کشور) و زایش کرده طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ مورد استفاده قرار گرفت. ضریب همخونی حیوانات در کل شجره، به‌وسیله نرم‌افزار CFC محاسبه شد. برازش مدل رگرسیون کوآنتایل بر هر یک از صفات مذکور توسّط نرم‌افزار SAS اجرا گردید. **نتایج**: یافته‌ها نشان داد هنگامی که ضریب همخونی گاو افزایش می‌یابد، میزان اثرگذاری آن بر چندک‌های هر یک از صفات، متفاوت بوده و یکسان نیست. عمده‌ی ضرایب تابعیّت برآورد شده (در چندک‌های مختلف) به‌لحاظ آماری معنی‌دار بودند (P<۰/۰۵). بر اساس برازش مدل رگرسیون کوآنتایل و میانگین ضرایب تابعیّت در چندک‌های مختلف صفات، هنگامی که یک درصد ضریب همخونی افزایش یابد، تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی، تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش، متوسّط تولید شیر روزانه، تعداد روز شیردهی، و سن نخستین زایش به‌ترتیب ۵/۵- (کیلوگرم)، ۲/۶- (کیلوگرم)، ۱۸- (گرم)، ۰/۳۵ (روز) و ۰/۳۰ (روز) تغییر می‌کند. **نتیجه‌گیری نهایی**: چندک‌های برخی صفات تولیدی و تولیدمثلی گاوهای شیری ایران تحت تأثیر یکسان همخونی قرار ندارند، و لذا توصیّه می‌شود در تحقیقات آینده از روش رگرسیون کوآنتایل برای بررسی اثر پدیده‌ی مزبور بر سایر صفات مهم اقتصادی نیز استفاده گردد.

واژگان کلیدی: صفات تولید و تولیدمثل، همخونی، رگرسیون چندکی، گاو شیری

مقدّمه

همخونی (درون زادآوری) آمیزش بین حیواناتی است که بیشتر از متوسّط خویشاوندی افراد در جمعیّت، با یکدیگر ارتباط ژنتیکی دارند؛ و نتاج حاصل از چنین آمیزشی، اصطلاحاً همخون نامیده می‌شوند (واکچور و گانگلی ۲۰۱۵). مطالعات مختلف نشان داده است که افزایش همخونی، منجر به کاهش فنوتیپی صفات اقتصادی می‌گردد؛ که از دلایل این پدیده، می‌توان به

www.SID.ir

Archive of SID

انحراف غالبیت ژن‌ها و همچنین بالاتر بودن ارزش فنوتیپی حیوانات هتروزیگوت نسبت به هموزایگوت اشاره کرد (فیلیو و همکاران ۲۰۱۵). از آن جا که صفات مختلف دام و طیور از وراثت‌پذیری متفاوتی برخوردارند، لذا میزان اثرگذاری همخونی بر هر صفت، متفاوت است. گرچه همخونی عموماً ویژگی شایستگی حیوان را کاهش می‌دهد، امّا اثرات و مقدار آن می‌تواند بسته به صفت (راف ۱۹۹۸؛ دیرز و راف ۱۹۹۹؛ رایت و همکاران ۲۰۰۸ و میکلسن و همکاران۲۰۱۰)، محیط (آرمبرستر و رید ۲۰۰۵؛ کریستنسن و سورنسن ۲۰۰۵؛ لیائو و رید ۲۰۰۹ و کریستنسن و همکاران ۲۰۱۰)، تاریخچه همخونی (بیلزما و همکاران، ۲۰۰۰؛ کریستنسن و همکاران، ۲۰۰۳؛ رید و همکاران ۲۰۰۳؛ پدرسن و همکاران، ۲۰۰۵ و دمونتیس و همکاران ۲۰۰۹)، ساختار ژنتیکی جمعیّت (رید و همکاران ۲۰۰۳؛ رید و همکاران ۲۰۰۷؛ واندوستیج و همکاران ۲۰۰۸ و بیلزما و همکاران ۲۰۱۰) و انتخاب (بیلزما و همکاران ۱۹۹۹؛ وایتلاک ۲۰۰۲؛ سویندل و بوزات ۲۰۰۶؛ لبرگ و فیرمین ۲۰۰۸ و دمونتیس و همکاران ۲۰۰۹) تا حدّ زیادی تغییر نماید.

همخونی سبب کاهش تنوّع ژنتیکی داخل یک فامیل، کاهش هتروزیگوسیتی، افزایش هموزیگوسیتی، افزایش بروز اثرات ژن‌های زیان‌آور، تغییر ساختار ژنتیکی جمعیّت و در نهایت، کاهش عملکرد صفات مرتبط با شایستگی و تولید می‌گردد؛ که این امر در بین حیوانات مزرعه‌ای و حیوانات در گله‌های کوچک بیشتر است (غلام بابائیان و همکاران ۲۰۱۲).

گزارشات متعدّدی نشان می‌دهد که با افزایش همخونی، میانگین تولید شیر، چربی، پروتئین، و ماندگاری کاهش می‌یابد، در حالی که سخت‌زایی، مرده‌زایی، سن نخستین زایش، فاصله‌ی گوساله‌زایی و شمار سلول‌های سوماتیک افزایش پیدا می‌کند (پارلند و همکاران ۲۰۰۷؛ کروکوئت و همکاران ۲۰۰۶؛ رکوعی و همکاران ۲۰۱۰). نیکرسون (۱۹۹۹) با بررسی سطوح همخونی در گاوهای نژاد هلشتاین – فریزین آمریکایی نشان داد که با افزایش ضریب همخونی، تولید شیر و چربی کاهش یافت. در یک مطالعه بر روی گاوهای پیدمونت[1]شمال ایتالیا، که در آن از مدل دام نر با و بدون برازش همخونی استفاده گردید، نشان داده شد که وجود ضریب همخونی در مدل، سبب تغییر تنوّع ژنتیکی در بیشتر صفات گردید (فیورتی و همکاران ۲۰۰۲). در همین تحقیق، نتیجه‌گیری شد که عملکرد گاوها برای صفات تولیدمثلی سن در نخستین تلقیح و زایش، با بالا رفتن ضریب همخونی، افزایش یافت. گونزالس و همکاران (۲۰۰۷) با بررسی اثر همخونی در گاوهای هلشتاین اسپانیا دریافتند که گاوهای همخون نسبت به گاوهای غیرهمخون، باروری ضعیف‌تر و سخت‌زایی بیشتری داشتند.

تاکنون در همه‌ی تحقیقات انجام شده پیرامون ارزیابی اثر همخونی بر صفات تولیدی و تولیدمثلی گاوهای شیری، از مدل‌های آماری استفاده گردیده است که در آن‌ها ضریب همخونی عمدتاً به‌عنوان متغیّر کمکی (بهمرام و همکاران ۲۰۱۷) و یا در برخی موارد، به عنوان متغیّر گسسته (امیرزاده شمالی ۲۰۱۲) وارد مدل گردیده است. هنگامی که ضریب همخونی به‌صورت متغیّر کمکی معرفی شود، تنها یک ضریب تابعیّت برآورد می‌گردد که بیانگر متوسّط تغییرات صفت به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی است. امّا ممکن است همخونی بر بخش‌های مختلف توزیع فراوانی یک صفت خاص، اثر یکسانی نداشته باشد. لذا، هدف از تحقیق حاضر، بررسی اثر همخونی بر صفات تولید شیر، تعداد روزهای شیردهی و سن نخستین زایش گاوهای شیری ایران با استفاده از روش آماری رگرسیون کوآنتایل[2]بود.

[1] Piedmontese
[2] Quantile regression

www.SID.ir

Archive of SID

مواد و روش‌ها

داده‌ها

داده‌های این تحقیق، توسّط مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور (وابسته به وزارت جهاد کشاورزی) ارائه گردید. ویرایش داده‌های خام به‌وسیله نرم‌افزارهایی نظیر Foxpro (نسخه ۲/۶) و UEStudio (نسخه ۰۹) انجام شد. در فایل آماده آنالیز، تعداد ۵۸۰۸۰۲ رکورد متعلّق به ۵۸۰۸۰۲ رأس گاو شیری شکم - اوّل توزیع یافته در ۱۱۸۵ گله (در ۲۰ استان کشور) و زایش کرده طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ وجود داشت. بر مبنای اطّلاعات مرتبط با درصد ژن هلشتاین در فایل شجره، سهم توارث نژاد مزبور بین ۵۰ تا ۱۰۰ درصد و دامنه‌ی سن نخستین زایش گاوها بین ۱۸ تا ۴۸ ماه و تعداد روزهای شیردهی بین ۶۰ تا ۶۰۰ روز (با میانگین ۳۱۵/۴۶ روز) محدود گردید. ضریب درون زادآوری (F) کل حیوانات شجره در فایل اصلی شجره گاوها (با تعداد کل ۱۹۴۱۸۷۱ رأس) به‌وسیله نرم‌افزار CFC (سرگلزایی و همکاران ۲۰۰۶) محاسبه و به فایل آماده شده داده‌ها وارد گردید.[1] برای محاسبه شاخص کامل بودن شجره[2](PCI) از نرم‌افزار EVA (برگ ۲۰۰۳) استفاده شد که مقدار متوسّط وزنی آن در طی سال‌های مختلف تولّد حیوانات، برابر با ۰/۳۴ (با انحراف معیار ۰/۱۴) برای فاصله‌ی هشت نسل، و ۰/۶۶ (با انحراف معیار ۰/۲۰) برای فاصله‌ی یک نسل بود؛ گرچه در تحقیق رکوعی و همکاران (۲۰۱۰) پیرامون پایش همخونی گاوهای هلشتاین ایران، متوسّط میزان کامل بودن شجره‌ی مورد استفاده، بیشتر از ۰/۹ گزارش گردید.

صفات مورد بررسی در این تحقیق شامل ۱- تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی ۲- تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش ۳- متوسّط تولید شیر روزانه ۴- تعداد روز شیردهی و ۵- سن نخستین زایش بودند. در جدول ۱ برخی اطّلاعات آماری مربوط به داده‌ها و در جدول ۲ شاخص‌های آمار توصیفی صفات مورد بررسی ارائه گردیده‌اند.

مدل‌های آماری

برای بررسی اثر ضریب همخونی بر صفات مورد توجّه در این تحقیق، از مدل رگرسیون کوآنتایل استفاده گردید. رگرسیون کوآنتایل، در حقیقت، یک روش آماری با قابلیّت محاسبه و رسم منحنی‌های رگرسیونی متفاوت و منطبق با نقاط صدکی مختلف می‌باشد که ضمن بیان تصویری کامل‌تر و جامع‌تر از داده‌ها، امکان سنجش ارتباط متغیّرهای مستقل با چندک‌های مورد نظر متغیّر وابسته را بدون نیاز به نرمال‌بودن داده‌ها و حتی در حضور نقاط پرت فراهم می‌کند. فزون بر آن، برخلاف رگرسیون حدّاقل مربعات که روی میانگین شرطی (یعنی پارامتر مکان) متمرکز است، رگرسیون کوآنتایل، راهبرد منظّمی را برای تعیین چگونگی اثر متغیّرهای مستقل روی مکان و مقیاس و شکل توزیع پیشنهاد می‌کند (کوئنکر و باست ۱۹۷۸).

مدل رگرسیون کوآنتایل برای هر یک صفات مختلف به‌شرح زیر بودند:

برای صفت شیر کل دوره‌ی شیردهی:

$$y_{ijkl} = \mu + P_i + Y_j + M_k + H_{ijkl} + A_{ijkl} + L_{ijkl} + F_{ijkl} + e_{ijkl}$$

برای صفت شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش:

$$y_{ijkl} = \mu + P_i + Y_j + M_k + H_{ijkl} + A_{ijkl} + F_{ijkl} + e_{ijkl}$$

برای صفت متوسّط شیر روزانه:

$$y_{ijkl} = \mu + P_i + Y_j + M_k + H_{ijkl} + A_{ijkl} + F_{ijkl} + e_{ijkl}$$

برای صفت تعداد روزهای شیردهی:

$$y_{ijkl} = \mu + P_i + Y_j + M_k + H_{ijkl} + A_{ijkl} + F_{ijkl} + e_{ijkl}$$

برای صفت سن نخستین زایش:

$$y_{ijkl} = \mu + P_i + Y_j + M_k + H_{ijkl} + F_{ijkl} + e_{ijkl}$$

در مدل‌های فوق، y_{ijkl} رکورد مربوط به صفت، P_i اثر استان، Y_j اثر سال زایش، M_k اثر ماه زایش، H_{ijkl} متغیّر کمکی درصد ژن هلشتاین، A_{ijkl} متغیّر کمکی سن نخستین زایش، L_{ijkl} متغیّر کمکی تعداد روزهای شیردهی، F_{ijkl} متغیّر کمکی ضریب همخونی، و e_{ijkl} باقی‌مانده مدل است.

[1] تاریخ تولّد برخی گاوها در شجره‌ی مورد استفاده در تحقیق حاضر، به سال ۱۳۲۹ هجری شمسی تعلّق داشت که می‌تواند نشان دهنده عمق نسبتاً مناسبی از شجره مزبور برای محاسبه‌ی ضریب همخونی حیوانات باشد؛ با این حال، در صورتی که عمق شجره ناکافی باشد، برآورد روند ضریب همخونی و پسروی ناشی از آن اریب خواهد گردید (رکوعی و همکاران ۲۰۱۰).

[2] Pedigree completeness index (PCI)

www.SID.ir

Archive of SID

Table 1- Some statistical properties of the data used in this study

Case	No of Cases	Case	No of Cases
No. of cows with record	580802	No. of calving years	25
No. of sires	7028	Avg. no. of daughters per sire	83
No. of dams	382788	Avg. no. of daughters per dam	1.5
Total no. of animals in the pedigree*	734298	Avg. no. of cows per herd	490
No. of herds	1185	Avg. no. of cows per province	29040
No. of provinces	20	Avg. no. of cows per calving year	23232

*Total number of animals in the pedigree (in the file of cows with records for five traits under consideration)

Table 2- Descriptive statistics of the traits under consideration

Trait	No. of records	Min	Max	Mean	SD	CV
Total lactation milk yield (Kg)	580802	40.71	31100.58	9448.33	3596.55	38.06
305, 2X milk yield (Kg)	580802	607.65	17167.89	7792.28	1739.39	22.32
Avg. daily milk yield (Kg)	580802	0.39	61.92	30.01	6.48	21.59
Lactation length (d)	580802	60	600	315.46	102.77	32.58
First calving age (m)	580802	18	48	25.57	3.21	12.55

به‌دلیل تعداد زیاد گله‌ها و مشکل محاسباتی در برآورد دقیق از اثر هر یک از آن‌ها، اثر مزبور از همه‌ی مدل‌ها حذف گردید؛ گرچه افزودن اثر ثابت استان در مدل، تا حدودی زیادی می‌تواند دربرگیرنده اثر گله‌های درون آن نیز باشد.

افزون بر کاربرد مدل رگرسیون کوآنتایل، از طریق برازش مدل خطّی عمومی برای هر صفت، ضریب تابعیّت ساده صفت از میزان همخونی نیز برآورد شد. اثرات گنجانده شده در هر مدل خطّی، مشابه با اثرات آورده شده در مدل رگرسیون کوآنتایل بود، امّا ضریب رگرسیون صفت بر حسب متغیّر کمکی درصد همخونی، به‌روش معمول برآورد گردید. برازش تمامی مدل‌ها توسّط نرم‌افزار آماری SAS (نسخه ۹/۴) اجرا شد.

نتایج و بحث

همخونی و روند تغییرات آن

بر اساس آنالیز فایل اوّلیّه شجره توسّط نرم‌افزار CFC، تعداد کل حیوانات ۱۹۴۱۸۷۱ رأس (با تعداد ۱۶۱۶۹ پدر ۸۹۵۳۷۶ مادر) بودند که در بین آن‌ها، تعداد ۲۴۶۳۸۸ و ۱۶۹۵۴۸۳ رأس به‌ترتیب حیوانات مبنا (با تعداد ۳۹۳۶ پدر و ۱۲۰۲۸۷ مادر) و غیرمبنا (با تعداد ۱۲۲۳۳ پدر و ۷۷۵۰۸۹ مادر) را تشکیل داده بودند. شمار کل حیوانات همخون در شجره ۱۲۱۱۳۴۳ رأس بود. میانگین ضریب همخونی در کل حیوانات و بین حیوانات همخون به‌ترتیب ۰/۹۱۴۹ (با کمینه صفر و بیشینه ۴۷/۰۲ درصد) و ۱/۴۶۵۱ (با کمینه ۰/۰۰۰۳۸ و بیشینه ۴۷/۰۲ درصد) درصد محاسبه شدند. ضریب همخونی گاوهای دارای رکورد (برای همه‌ی ۵ صفت مورد بررسی در این تحقیق) در دامنه‌ی صفر تا ۳۸/۴۵ درصد تغییرات داشت و میانگین آن ۱/۱۳ درصد (با انحراف معیار ۱/۶۳ درصد) بود.

رکوعی و همکاران (۲۰۱۰) میانگین ضریب همخونی کل جمعیّت گاوهای هلشتاین ایران را ۲/۹ درصد (با دامنه صفر تا ۴۷/۰۳ درصد) گزارش کردند. در تحقیق آتشی و همکاران (۲۰۱۱) پیرامون اثرات همخونی بر عملکرد شیردهی گاوهای هلشتاین ایران، میانگین ضریب مزبور ۰/۷ درصد برآورد گردید. برجسته و همکاران (۲۰۱۲) در تحقیق خود نشان دادند که میانگین ضریب همخونی جمعیّت گاوهای هلشتاین نر (۱/۸۶ درصد) و ماده (۰/۸۵ درصد) ایران، نسبت به مقادیر منتشر شده جوامع دیگر، پایین‌تر بود؛ که می‌تواند به‌دلیل امتناع پرورش‌دهندگان از آمیزش‌های خویشاوندی و نیز به‌دلیل وجود اطّلاعات ناقص یا اشتباه در شجره گاوهای مورد مطالعه آنان باشد. در تحقیق بهمرام و همکاران (۲۰۱۷) بر روی گاوهای شیری کشت و صنعت مغان، میانگین ضریب همخونی در کل جمعیّت و حیوانات همخون به‌ترتیب ۰/۵۸ و ۳/۴۷ درصد محاسبه گردید.

www.SID.ir

Archive of SID

در جدول ۳ برآورد روند تغییرات سالانه ضریب همخونی نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بازه سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ به‌طور متوسّط، ضریب همخونی گاوهای شیری ایران به‌اندازه ۰/۰۱۷ درصد (با اشتباه معیار ۰/۰۰۵ درصد) در سال افزایش داشته است. در تحقیق رکوعی و همکاران (۲۰۱۰) روند تغییرات سالانه ضریب همخونی گاوهای ماده و نر هلشتاین ایران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۶ به‌ترتیب برابر با ۰/۲۲ و ۰/۱۵ درصد برآورد شد. در تحقیق برجسته و همکاران (۲۰۱۲) روند تغییرات سالانه ضریب همخونی گاوهای ماده هلشتاین ایران، برای فاصله سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۶۹ ، ۱۳۷۰-۱۳۷۹ و ۱۳۸۰-۱۳۸۶ به‌ترتیب ۰/۰۱۳، ۰/۰۷ و ۰/۰۸۶ درصد برآورد گردید.

اسمیت و همکاران (۱۹۹۸) با مطالعه برروی گاوهای نژاد هلشتاین آمریکا در فاصله سال‌های ۱۹۸۰ الی ۱۹۸۸ گزارش کرد که میانگین ضریب همخونی به‌اندازه ۰/۱۳ درصد در سال افزایش داشته است. در تحقیقی دیگر که بر روی گاوهای هلشتاین - فریزین ایرلندی انجام شد روند همخونی در حدود ۰/۱۸ درصد در سال گزارش گردید (پارلند و همکاران ۲۰۰۷).

Table 3- Estimate of annual change of inbreeding coefficient of Iranian dairy cows (calculated in the cows with records for all five traits under consideration)

Parameter	Estimate	SE	t Student statistic	P value
Intercept	-21.837	7.248	-3.013	0.006
Regression coefficient	0.017	0.005	3.169	0.004

ضرایب تابعیّت برای تولید شیر کل شیردهی

برای صفت تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی، ضریب تابعیّت ساده خطّی (بر اساس برازش مدل خطّی عمومی) ۹/۸۳- کیلوگرم (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) با اشتباه معیار ۱/۳۳۲ کیلوگرم برآورد شد که به‌لحاظ آماری معنی‌داری بود (P<۰/۰۰۰۱).

جدول ۴ ضرایب تابعیّت همخونی برای صفت تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی با استفاده از مدل رگرسیون کوآنتایل را نشان می‌دهد. میانگین ضرایب مزبور در کل صدک‌ها ۵/۵- کیلوگرم (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) بود. بر اساس جدول مذکور، ضرایب تابعیَت، ابتدا روندی تقریباً نزولی (تا صدک ۴۵) و سپس صعودی داشت. ضرایب تابعیَت تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی از درصد همخونی، در صدک‌های پائینی (۵ و ۱۰) و بالایی (۹۰ و ۹۵) معنی‌دار نبودند. در بین ضرایب تابعیّت معنی‌دار، کمینه و بیشینه مقدار، به‌ترتیب در صدک‌های ۳۵ (۸/۶۸۹۱- کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) و ۸۵ (۴/۴۰۱۹- کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) برآورد شد. بر این اساس، می‌توان نتیجه‌گیری نمود که اثر منفی همخونی بر صفت تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی، یکسان نیست و بر مقادیر مختلف توزیع مشاهدات صفت مزبور، اثر متفاوتی را دارد؛ به‌نحوی که در صدک‌های انتهایی از صفت، تولید شیر گاوها، کاهش کمتری را به‌دلیل افزایش همخونی حیوان نشان می‌دهد.

در تحقیق برجسته و همکاران (۲۰۱۲) کل تولید شیر در طول عمر تولیدی گاوهای هلشتاین ایران ۴۳/۷ کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی برآورد گردید. در تحقیق بهمرام و همکاران (۲۰۱۷) نشان داده شد که به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی گاوهای هلشتاین مجتمع کشت و صنعت مغان، تولید شیر به‌اندازه ۱۵/۱۴- کیلوگرم کاهش یافت.

در تحقیق انجام شده بر روی گاوهای شیری شمال مرکزی آمریکا، نتیجه‌گیری گردید که به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی گاوها، تولید شیر دوره‌ی شیردهی آن‌ها به‌اندازه ۲۲/۷ کیلوگرم کاهش داشت (یانگ و همکاران ۱۹۶۹). در تحقیق کاسانووآ و همکاران (۱۹۹۲) بر روی گاوهای آمیخته سوئیس

www.SID.ir

Archive of SID

برانویه نشان داده شد که تولید شیر یک دوره‌ی شیردهی به اندازه ۹/۸۴ کیلوگرم به ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی، کاهش داشت. میگلیور و همکاران (۱۹۹۲) با استفاده از دو مدل خطّی با اثرات ثابت و مختلط، کاهش تولید شیر دوره شیردهی گاوهای جرسی کانادا را به‌ترتیب ۹/۸۴ کیلوگرم و ۱۰/۱ کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی گزارش کردند. ویگانس و همکاران (۱۹۹۵) گزارش کردند که با افزایش یک درصد ضریب همخونی گاوهای هلشتاین آمریکا، تولید شیر دوره‌ی شیردهی به‌اندازه ۲۹/۶ کیلوگرم کاهش داشت. نتایج بیفانی و همکاران (۲۰۰۲) در گاوهای هلشتاین ایتالیا نشان داد که به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی، تولید شیر دوره‌ی شیردهی به‌اندازه ۲۱/۶ کیلوگرم کاهش پیدا کرد. در تحقیق پارلند و همکاران (۲۰۰۷) بر روی گاوهای هلشتاین – فریزین هلند نشان داده شد که گاوهایی که ضریب همخونی ۱۲/۵ درصد داشتند، تولید شیرشان در یک دوره‌ی شیردهی به‌اندازه ۶۱/۸ کیلوگرم کاهش داشت.

Table 4- Estimated regression coefficients of different Quantiles of lactation milk yield (Kg) on inbreeding coefficient

Percentile	Intercept	SE	Regression coefficient	SE	P value
5	-647.223	64.0278	-1.2013	3.0435	0.6931
10	-624.060	49.2988	-3.8874	2.3434	0.0971
15	-633.404	44.7194	-5.4698	2.1257	0.0101
20	-629.738	41.4112	-7.0518	1.9685	0.0003
25	-642.709	38.3795	-8.0075	1.8244	0.0001
30	-638.336	36.7111	-8.1306	1.7450	0.0001
35	-639.160	35.1598	-8.6891	1.6713	0.0001
40	-639.264	34.6134	-8.3272	1.6453	0.0001
45	-609.338	34.5104	-8.4139	1.6404	0.0001
50	-580.524	34.0681	-7.4341	1.6194	0.0001
55	-580.512	33.2300	-7.2388	1.5796	0.0001
60	-553.104	33.7271	-7.8385	1.6032	0.0001
65	-550.497	34.2580	-6.4669	1.6284	0.0001
70	-544.475	35.0988	-5.4694	1.6684	0.0010
75	-544.117	36.2726	-4.4856	1.7242	0.0093
80	-491.510	37.9054	-4.2403	1.8018	0.0186
85	-460.920	40.4698	-4.4019	1.9237	0.0221
90	-456.502	45.2065	-1.6223	2.1489	0.4503
95	-416.681	56.4312	2.2086	2.6824	0.4103

ضرایب تابعیّت برای شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش

برای صفت شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش در روز، ضریب تابعیّت ساده خطّی (بر اساس برازش مدل خطّی عمومی) ۶/۹۰- کیلوگرم با اشتباه معیار ۰/۱۶۹ کیلوگرم برآورد شد که به‌لحاظ آماری معنی‌دار بود (P<۰/۰۰۰۱).

جدول ۵ ضرایب تابعیّت همخونی برای صفت تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش را با استفاده از مدل رگرسیون کوآنتایل نشان می‌دهد. میانگین ضرایب تابعیّت در کل صدک‌ها ۲/۶- کیلوگرم (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) بود. بر اساس جدول مذکور، ضریب تابعیَت، ابتدا روند تقریباً نزولی (تا صدک ۵۰) سپس روند تقریباً صعودی داشت. ضریب تابعیّت در تمام صدک‌ها، به‌جز صدک ۹۵ عددی منفی بود. یافته‌ها نشان داد ضریب تابعیّت تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش از ضریب همخونی حیوان، عمدتاً در صدک‌های ۳۰ تا ۵۵ صفت مزبور معنی‌دار می‌باشند. در بین ضرایب تابعیّت معنی‌دار آماری، کمینه و بیشینه مقدار به‌ترتیب در صدک‌های ۵۰ (۴/۵۵۴۱- کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب

www.SID.ir

Archive of SID

همخونی) و ۶۵ (۳/۲۱۶۴- کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) برآورد شد.

بر اساس نتایج تحقیق حاضر، و مشابه با صفت شیر دوره‌ی شیردهی، می‌توان نتیجه گرفت که اثر منفی همخونی بر صفت شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش، یکسان نیست و بر مقادیر مختلف توزیع مشاهدات صفت اثر متفاوتی را دارد؛ و این که در صدک‌های میانی تولید شیر، گاوها کاهش کمتری را به‌دلیل افزایش همخونی نشان می‌دهند.

در یک بررسی بر روی گاوهای هلشتاین ایران مشخّص گردید که به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی، مقدار شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش (در نوبت شیردهی اوّل) ۱۸/۷۲ کیلوگرم کاهش داشت (رکوعی و همکاران ۲۰۱۰). در تحقیق دیگری بر روی گاوهای هلشتاین ایران، مشخّص شد که به‌ازای یک درصد افزایش همخونی، تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش به‌اندازه ۱۹ کیلوگرم کاهش پیدا کرد (آتشی و همکاران ۲۰۱۱). در یک تحقیق بر روی گاوهای سرابی، میزان کاهش تولید شیر به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی به‌اندازه ۲/۶۹ کیلوگرم برآورد شد (امیرزاده شمالی ۲۰۱۲). در تحقیق میرزا محمّدی و رشیدی (۲۰۱۳) نشان داده شد که تولید شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش (تصحیح شده برای سن معادل بلوغ) گاوهای هلشتاین مناطق گرمسیری ایران به‌اندازه ۱۴/۸ کیلوگرم به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی، کاهش داشت.

در بررسی انجام شده بر روی گاوهای هلشتاین فریزین کانادایی، کاهش تولید شیر ۳۰۵ روز به ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی به اندازه ۲۲/۸۵ کیلوگرم برآورد گردید (هاجس و همکاران ۱۹۷۹). در تحقیق دیگری که بر روی پنج نژاد آیرشایر، براون سوئیس، گرنزی، هلشتاین و جرسی انجام شد معلوم گردید که با افزایش یک درصد ضریب همخونی، تولید شیر ۳۰۵ روز به‌ترتیب به‌اندازه ۲۷/۱- ، ۳۹/۵- ، ۱۹/۳- ، ۲۱/۲- و ۱۴/۸- کیلوگرم کاهش داشت (هادسون و ون‌ولک ۱۹۸۴). در تحقیق کاسانووآ و همکاران (۱۹۹۲) مشخّص گردید با افزایش یک درصد ضریب همخونی، تولید شیر ۳۰۵ روز گاوهای آمیخته سوئیس برانویه به‌اندازه ۲۶ کیلوگرم کاهش پیدا کرد.

Table 5- Estimated regression coefficients of different Quantiles of 305-d, 2X milk yield (Kg) on inbreeding coefficient

Percentile	Intercept	SE	Regression Coefficient	SE	P value
5	5478.717	67.4426	-1.5596	3.2419	0.6305
10	5734.775	49.5027	-1.4966	2.3796	0.5294
15	5942.460	42.4518	-1.5072	2.0406	0.4602
20	6131.920	37.3972	-2.6921	1.7977	0.1343
25	6259.232	35.8791	-3.3359	1.7247	0.0531
30	6403.378	33.2680	-4.0150	1.5992	0.0121
35	6542.922	31.9812	-3.4215	1.5373	0.0260
40	6647.659	31.2530	-4.1385	1.5023	0.0059
45	6756.134	29.9960	-3.6302	1.4419	0.0118
50	6888.247	30.2394	-4.5541	1.4536	0.0017
55	6999.270	30.1754	-3.6577	1.4505	0.0117
60	7107.376	29.8160	-2.5470	1.4332	0.0756
65	7234.969	31.0138	-3.2164	1.4908	0.0310
70	7385.133	31.1649	-2.1626	1.4981	0.1488
75	7519.790	32.3043	-3.8194	1.5529	0.0139
80	7687.516	33.9290	-1.8001	1.6309	0.2697
85	7936.646	36.1874	-1.7653	1.7395	0.3102
90	8170.866	40.7916	-0.8984	1.9608	0.6468
95	8524.596	51.9585	0.1534	2.4976	0.9510

www.SID.ir

Archive of SID

ضرایب تابعیّت برای متوسّط تولید شیر روزانه

برای صفت متوسّط تولید شیر روزانه، ضریب تابعیّت ساده خطّی (براساس برازش مدل خطّی عمومی) ۰/۰۳۲- کیلوگرم با اشتباه معیار ۰/۰۰۴۲ کیلوگرم برآورد شد که به‌لحاظ آماری معنی‌دار بود (P<۰/۰۰۰۱).

جدول ۶ ضرایب تابعیّت همخونی برای صفت متوسّط تولید شیر روزانه را با استفاده از مدل رگرسیون کوآنتایل نشان می‌دهد. میانگین ضرایب مزبور در کل صدک‌ها ۱۸- گرم (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) بود. یافته‌ها نشان داد ضرایب تابعیّت در همه‌ی صدک‌ها منفی بودند؛ ضمن آن که ضرایب تابعیّت در صدک‌های پائینی (۵ الی ۱۵) و صدک‌های بالایی (۹۰ و۹۵) معنی‌دار آماری نبودند. در صدک‌های مختلف از متوسّط تولید شیر روزانه، روند منظّمی برای تغییرات ضریب تابعیّت وجود نداشت. در بین ضرایب تابعیّت معنی‌دار، کمینه و بیشینه مقدار، به‌ترتیب در صدک‌های ۴۵ (۲۶/۷ گرم کاهش متوسّط تولید شیر روزانه به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) و ۲۰ (۱۴/۳ گرم کاهش متوسّط تولید شیر روزانه به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) به‌دست آمد.

در تحقیق پانتو و همکاران (۲۰۱۰) بر روی گاوهای شیری زبو (که زیرمجموعه گاوهای شیری Guzerat در منطقه ریودوژانیرو برزیل بودند) نشان داده شد که با افزایش یک درصد ضریب همخونی، متوسّط تولید شیر روزانه گاوها به‌اندازه ۱۷/۷ گرم کاهش داشت.

Table 6- Estimated regression coefficients of different Quantiles of average daily milk yield (Kg) on inbreeding coefficient

Percentile	Intercept	SE	Regression Coefficient	SE	P value
5	22.4574	0.2249	-0.0082	0.0108	0.4455
10	24.0584	0.1744	-0.0059	0.0084	0.4796
15	25.0239	0.1505	-0.0126	0.0072	0.0806
20	25.8580	0.1367	-0.0143	0.0066	0.0297
25	26.5065	0.1291	-0.0203	0.0062	0.0011
30	27.2201	0.1213	-0.0177	0.0058	0.0024
35	27.8185	0.1167	-0.0215	0.0056	0.0001
40	28.3260	0.1151	-0.0244	0.0055	0.0001
45	28.9235	0.1128	-0.0267	0.0054	0.0001
50	29.5020	0.1122	-0.0240	0.0054	0.0001
55	30.1077	0.1110	-0.0211	0.0053	0.0001
60	30.6490	0.1101	-0.0240	0.0053	0.0001
65	31.1444	0.1121	-0.0201	0.0054	0.0002
70	31.7462	0.1164	-0.0205	0.0056	0.0002
75	32.3178	0.1193	-0.0174	0.0057	0.0024
80	33.1507	0.1231	-0.0192	0.0059	0.0012
85	33.7824	0.1289	-0.0215	0.0062	0.0005
90	34.7763	0.1452	-0.0112	0.0070	0.1087
95	36.3831	0.1858	-0.0021	0.0089	0.8104

ضرایب تابعیّت برای تعداد روزهای شیردهی

برای صفت تعداد روزهای شیردهی، ضریب تابعیّت ساده خطّی (بر اساس برازش مدل خطّی عمومی) ۰/۲۱ روز (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) با اشتباه معیار ۰/۰۸۲ روز برآورد شد که به‌لحاظ آماری معنی‌دار بود (P<۰/۰۰۰۱).

در جدول ۷ ضرایب تابعیّت برآورد شده توسّط مدل رگرسیون کوآنتایل در صدک‌های مختلف صفت تعداد روزهای شیردهی ارائه گردیده‌اند. میانگین ضرایب مزبور در کل صدک‌ها ۰/۳۵ روز (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) بود. ضرایب تابعیّت تنها در صدک‌های ابتدایی (۵ تا ۲۰) معنی‌دار نبودند. در بین

www.SID.ir

Archive of SID

ضرایب تابعیّت معنی‌دار، کمینه و بیشینه مقدار، به‌ترتیب در صدک‌های ۲۵ (۰/۱۳۶۰ روز به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) و ۸۰ (۰/۷۷۶۶ روز به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) برآورد شد. گرچه انتظار می‌رود که اثر همخونی بر صفت تعداد روزهای شیردهی منفی باشد، امّا اثر همخونی بر صفت فوق در تحقیق مندس مالحادو و همکاران (۲۰۱۳) که بر روی گاومیش‌های برزیلی انجام شد، نیز مثبت گزارش گردیده است. در بررسی مزبور مشخّص شد که تعداد روزهای شیردهی با افزایش ضریب همخونی حیوانات، و بر اساس برازش مدل‌های نمائی (با پارامتر ۱/۱۲) و میکائیلیس – منتن (با پارامتر ۰/۰۹۱-) طولانی‌تر شده بود. بر خلاف یافته‌ی تحقیق حاضر، بهمرام و همکاران (۲۰۱۷) نشان دادند که با افزایش یک درصد ضریب همخونی گاوهای هلشتاین کشت و صنعت مغان، تعداد روزهای شیردهی به‌اندازه ۱/۶۰ روز کاهش داشت. در تحقیق اسمیت و همکاران (۱۹۹۸) که بر روی گاوهای نژاد هلشتاین آمریکا انجام شد، اثر همخونی بر تعداد روزهای شیردهی منفی و به‌اندازه ۴/۸ روز کاهش به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی بود.

Table 7- Estimated regression coefficients of different Quantiles of lactation length on inbreeding coefficient

Percentile	Intercept	SE	Regression Coefficient	SE	P value
5	100.0617	3.6720	-0.0181	0.1765	0.9182
10	99.6241	3.6306	-0.2315	0.1745	0.1846
15	112.0018	2.3157	0.0407	0.1113	0.7143
20	128.9328	1.6438	0.1470	0.0790	0.0629
25	147.4986	1.4218	0.1360	0.0683	0.0466
30	161.4090	1.3813	0.1499	0.0664	0.0239
35	173.8796	1.3900	0.2228	0.0668	0.0009
40	185.9859	1.4736	0.3152	0.0708	0.0001
45	195.9955	1.5879	0.3388	0.0763	0.0001
50	204.1279	1.7038	0.4024	0.0819	0.0001
55	212.0572	1.7957	0.4060	0.0863	0.0001
60	219.2539	1.9636	0.3932	0.0944	0.0001
65	224.8965	2.1521	0.3896	0.1034	0.0002
70	234.1904	2.3350	0.5395	0.1122	0.0001
75	243.9615	2.6518	0.6308	0.1275	0.0001
80	256.1066	2.9789	0.7766	0.1432	0.0001
85	265.9812	3.3445	0.7695	0.1608	0.0001
90	280.1739	3.8875	0.6333	0.1869	0.0007
95	302.6289	4.4607	0.5422	0.2144	0.0115

ضرایب تابعیّت برای سن نخستین زایش

برای صفت سن نخستین زایش، ضریب تابعیّت ساده خطّی (براساس برازش مدل خطّی عمومی) ۰/۰۱۵۸ ماه (۰/۴۸ روز) با اشتباه معیار ۰/۰۰۲ ماه برآورد شد که به لحاظ آماری معنی‌دار بود(P<۰۰۰۱).

در جدول ۸ ضرایب تابعیّت همخونی برآورد شده توسّط مدل رگرسیون کوآنتایل در صدک‌های مختلف صفت سن نخستین زایش ارائه گردیده‌اند. میانگین ضرایب تابعیّت در کل صدک‌ها ۰/۳۰ روز (به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) بود. ضریب تابعیَت، در صدک‌های معنی دار آماری (۱۰ تا ۹۰) از روندی تقریباً صعودی برخوردار بود به گونه‌ای که کمینه و بیشینه مقدار ضرایب به‌ترتیب در صدک‌های ۱۰ (۰/۰۰۴۰ ماه به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) و ۸۵ (۰/۰۱۸۷ ماه به‌ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی) مشاهده گردید.

اثر مثبت همخونی بر عملکرد گاوهای شیری بر صفت سن نخستین زایش در بسیاری از تحقیقات نیز گزارش

www.SID.ir

Archive of SID

گردیده است. در تحقیق رکوعی و همکاران (۲۰۱۰) تابعیّت سن نخستین زایش از ضریب همخونی گاوهای هشلتاین ایران ۰/۴۵ به‌دست آمد. در تحقیق قلی‌زاده و همکاران (۲۰۱۳) بر روی گاوهای شیری استان اصفهان تابعیّت خطّی سن نخستین زایش از ضریب همخونی ۰/۵۸۹ روز برآورد شد. بر خلاف یافته تحقیق حاضر، برجسته و همکاران (۲۰۱۲) اثر همخونی بر صفت سن نخستین زایش گاوهای هلشتاین ایران را منفی و با ضریب تابعیّت برآورد شده ۱/۹- روز به‌دست آوردند. همچنین در تحقیق مندس مالحادو و همکاران (۲۰۱۳) بر روی گاومیش‌های برزیلی مشخّص شد که در مقایسه با حیوانات غیرهمخون، سن نخستین زایش حیوانات همخون، کمتر بود؛ ضمن آن که با افزایش یک درصد ضریب همخونی، صفت مزبور به‌اندازه ۰/۷۶ روز کاهش نشان داد. در تحقیق حاضر، میانگین سن نخستین زایش گاوها ۲۵/۵۷ ماه بود که تقریباً مشابه با گزارش‌های قبلی نظیر نیلفروشان و ادریس (۲۰۰۴)، فرهنگ‌فر و نعیمی‌پور یونسی (۲۰۰۷) شهدادی و همکاران (۲۰۱۴)، خلج‌زاده (۲۰۱۳)، و فرجی‌آروق و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد که به‌ترتیب سن زایش اوّل گاوهای شیری را ۲۶/۸، ۲۶/۸، ۲۶/۲۳، ۲۵/۰۸ و ۲۶/۶ ماه گزارش کردند.

Table 8-Estimated regression coefficients of different Quantiles age at first calving (month) on inbreeding coefficient

Percentile	Intercept	SE	Regression Coefficient	SE	P value
5	21.0246	0.0378	0.0027	0.0024	0.2592
10	21.8218	0.0282	0.0040	0.0018	0.0251
15	22.3691	0.0245	0.0059	0.0016	0.0002
20	22.8556	0.0248	0.0049	0.0016	0.0021
25	23.2985	0.0247	0.0056	0.0016	0.0004
30	23.7545	0.0255	0.0055	0.0016	0.0007
35	24.1891	0.0268	0.0063	0.0017	0.0002
40	24.6642	0.0287	0.0064	0.0018	0.0005
45	25.1454	0.0302	0.0068	0.0019	0.0004
50	25.6478	0.0329	0.0090	0.0021	0.0001
55	26.1933	0.0360	0.0094	0.0023	0.0001
60	26.8340	0.0396	0.0106	0.0025	0.0001
65	27.5202	0.0451	0.0117	0.0029	0.0001
70	28.3455	0.0498	0.0165	0.0032	0.0001
75	29.2868	0.0568	0.0186	0.0036	0.0001
80	30.5035	0.0695	0.0170	0.0044	0.0001
85	32.1860	0.0871	0.0187	0.0056	0.0008
90	34.5185	0.1180	0.0168	0.0075	0.0258
95	38.4656	0.1854	0.0204	0.0118	0.0847

نتیجه‌گیری

یافته‌های این تحقیق نشان داد که ضریب همخونی گاوهای شیری ایران، روند سالانه افزایشی دارد. همخونی بر صفات تولید شیر کل دوره‌ی شیردهی، شیر ۳۰۵ روز و دوبار دوشش و متوسّط تولید شیر روزانه، اثر منفی داشت در حالی که اثر آن بر صفات تعداد روزهای شیردهی و سن نخستین زایش مثبت بود. رگرسیون کوآنتایل نشان داد که اثرگذاری همخونی بر چندک های مختلف صفات مزبور، متفاوت است. استفاده از روش کوآنتایل برای بررسی سایر صفات مهم اقتصادی در پرورش گاو شیری توصیّه می‌شود.

سپاس‌گزاری

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، توسّط مرکز اصلاح‌نژاد و بهبود تولیدات دامی (وابسته به وزارت

www.SID.ir

Archive of SID

جهاد کشاورزی) ارائه گردیده‌اند؛ که بدین‌وسیله، مراتب اعلام می‌داریم.
تشکّر و قدردانی خود را از مسؤولین محترم مرکز،

منابع مورد استفاده

Amirzadeh Shomali H, 2012. Investigating the effects of inbreeding on some traits associated with production of Sarabi cow. MSc Thesis, Faculty of Agriculture, University of Tabriz.

Atashi H, Sayyadnejad MB and Asaadi A, 2011. The effect of inbreeding on lactation performance in Holstein cows of Iran. Iranian Journal of Applied Animal Science 1:253-256.

Armbruster P and Reed DH, 2005. Inbreeding depression in benign and stressful environments. Heredity 95:235-42.

Barjasteh SH, Shadparvar AA and Mirhosseini SZ, 2012. Effect of inbreeding on economic performance of Iranian Holsteins. Journal of Livestock Research. 1:9-18.

Behmaram R, Esrafili Tazeh Kandemohammadyieh M, Hedayat Evrigh N, 2017. The effect of inbreeding on some productive and reproductive traits of Holstein cows in Moghan Agro-Industrial Company. Research on Animal Production 18:168-176 (In Persian).

Berg P, 2003. EVA version 1.4. Evolutionary algorithm for mate selection. User's guide. Danish Institute of Agricultural Sciences, Foulum, Denmark.

Biffani S, Samoré AB and Canavesi F, 2002. Inbreeding depression for production, reproduction and functional traits in Italian Holstein cattle. Proc. 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Montpellier, France, Pp. 183-186.

Bijlsma R, Bundgaard J and Boerema AC, 2000. Does inbreeding affect the extinction risk of small populations? Predictions from Drosophila. Journal of Evolutionary Biology 13:502-514.

Bijlsma R, Bundgaard J and Van Putten WF, 1999. Environmental dependence of inbreeding depression and purging in Drosophila melanogaster. Journal of Evolutionary Biology 12:1125-1137.

Bijlsma R, Westerhof MDD, Roekx LP and Pen I, 2010. Dynamics of genetic rescue in inbred Drosophila melanogaster populations. Conservation Genetics 11:449-462.

Casanova C, Hagger C and Kuenzi N, 1992. Inbreeding in Swiss Braunvieh and its influence on breeding values predicted from a repeatability animal model. Journal of Dairy Science 75:1119-1126.

Chen C 2005. An Introduction to Quantile Regression and the QUANTREG Procedure. SUGI 30, Statistics and Data Analysis, Paper 213-30, Pp. 1-24.

Croquet C, Mayeres P, Gillon A, Vanderick S and Gengler N, 2006. Inbreeding depression for global and partial economic indexes, production, type, and functional traits. Journal of Dairy Science 89:2257-2267.

Demontis D, Pertoldi C, Loeschcke V, Mikkelsen K, Axelsson T and Kristensen TN, 2009. Efficiency of selection, as measured by single nucleotide polymorphism variation, is dependent on inbreeding rate in Drosophila melanogaster. Molecular Ecology 18:4551-4563.

Derose MA and Roff DA, 1999. A comparison of inbreeding depression in life-history and morphological traits in animals. Evolution 53:1288-1292.

Faraji-Arough H, Aslaminejad AA and Farhangfar H, 2011. Estimation of genetic parameters and trends for age at first calving and calving interval in Iranian Holstein cows. Journal of Research in Agricultural Science 7:79-87.

Farhangfar H and Naeemipour Younesi H, 2007. Estimation of Genetic and Phenotypic Parameters for Production and Reproduction Traits in Iranian Holsteins. Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources 11:431-441 (In Persian).

Fioretti M, Rosati A, Pieramati C and Van Vleck LD, 2002. Effect of including inbreeding coefficients for animal and dam on estimates of genetic parameters and prediction of breeding values for reproductive and growth traits of Piedmontese cattle. Livestock Production Science 74:137-145.

Filho JCR, Verneque RDS, Torres RDA, Lopez PS, Raidan FSS and Toral FLB, 2015. Inbreeding on productive and reproductive traits of dairy Gyr cattle. Revista Brasileira de Zootecnia 44:174-179.

www.SID.ir

Archive of SID

Fleming A, Abdalla EA, Maltecca C and Baes CF, 2018. Invited review: Reproductive and genomic technologies to optimize breeding strategies for genetic progress in dairy cattle. Archives Animal Breeding 61:43-57.

Gholambabaeian MM, Rashidi A, Razmkabir M and Mirzamohammadi E, 2012. Inbreeding coefficient estimate and its effects on pre-weaning traits in Moghani sheep. The 5th National Congress on Animal Science. Isfahan University of Technology Pp. 71-75 (In Persian).

Gholizadeh S, Ansari Mahyari S, Riasi A and Rokouei M, 2013. Estimation of inbreeding coefficient and its effect on some reproductive traits of dairy cattle herds. Iranian Journal of Animal Science Research 5:251-256 (In Persian).

González-Recio O, López de Maturana E and Gutiérrez JP, 2007. Inbreeding depression on female fertility and calving ease in Spanish dairy cattle. Journal of Dairy Science 90:5744-5752.

Hudson GF and Van Vleck LD, 1984. Inbreeding of artificially bred dairy cattle in the Northeastern United States. Journal of Dairy Science 67:161-170.

Hodges JTL, McGillivray BJ, Hiley PG and Ellis S, 1979. Inbreeding levels and their effect on milk, fat and calving interval in Holstein-Friesian cows. Canadian Journal of Animal Science Pp.153-158.

Khalaj Zadeh S, 2013. Genetic parameters estimation of age at first calving and its effect on productive traits of Holstein dairy cows. Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) 103:15-24 (In Persian).

Koenker R, and Bassett GW, 1978. Regression Quantiles. Econometrica 46:33-50.

Kristensen TN and Sørensen AC, 2005. Inbreeding lessons from animal breeding, evolutionary biology and conservation genetics. Journal of Animal Science 80:121-133.

Kristensen TN, Pedersen KS, Vermeulen CJ and Loeschcke V, 2010. Research on inbreeding in the 'omic' era. Trends in Ecology and Evolution 25:44-52.

Kristensen TN, Dahlgaard J and Loeschcke V, 2003. Effects of inbreeding and environmental stress on fitness using Drosophila buzzatii as a model organism. Conservation Genetics 4:453-465.

Leberg PL and Firmin BD, 2008. Role of inbreeding depression and purging in captive breeding and restoration programmes. Molecular Ecology. 17:334-343.

Liao W and Reed DH, 2009. Inbreeding environment interactions increase extinction risk. Animal Conservation 12:54-61.

Mendes Malhado CH, Mendes Malhado AC, Carneiro PLS, Ramos AA, Carrillo JA and Pala A, 2013. Inbreeding depression on production and reproduction traits of buffaloes from Brazil. Journal of Animal Science 84:289-295.

Miglior F, Szkotnicki B and Burnside EB, 1992. Analysis of levels of inbreeding and inbreeding depression in Jersey cattle. Journal of Dairy Science 75:1112-1118.

Mikkelsen K, Loeschcke V and Kristensen TN, 2010. Trait specific consequences of fast and slow inbreeding: Lessons from captive populations of Drosophila melanogaster. Conservation Genetics 11:479-488.

Mirzamohamadi E and Rashidi A, 2013. Estimate of (co)variance components and effects of inbreeding on production traits in Holstein cows at hot region of Iran. Animal Science Journal (Pajouhesh and sazandegi). 100:45-52.

Nickerson SC, 1999. Milk Production: Factors affecting milk composition. In book: milk quality, edited by Harding F, Aspen Publishers, Inc. Gaithersburg, Maryland, Aspan, First edition. Pp. 3-24.

Nilforooshan MA and Edriss MA, 2004. Effect of age at first calving on some productive and longevity traits in Iranian Holsteins of the Isfahan province. Journal of Dairy Science 87:2130-2135.

Panetto JCC, Gutiérrez JP, Ferraz JBS, Cunha DG and Golden BL, 2010. Assessment of inbreeding depression in a Guzerat dairy herd: Effects of individual increase in inbreeding coefficients on production and reproduction. Journal of Dairy Science 93:4902-4912.

Parland MS, Kearney JF, Rath M and Berry DP, 2007. Inbreeding effects on milk production, calving performance, fertility, and conformation in Irish Holstein-Friesians. Journal of Dairy Science 90:4411-4419.

www.SID.ir

Archive of SID

Pedersen KS, Kristensen TN and Loeschcke V, 2005. Effects of inbreeding and rate on inbreeding in Drosophila melanogaster-Hsp70 expression and fitness. Journal of Evolutionary Biology 18:756-762

Reed DH, Lowe EH, Briscoe DA and Frankham R, 2003. Fitness and adaptation in a novel environment: effect of inbreeding, prior environment, and lineage. Evolution 57:1822-1828.

Reed DH, Nicholas AC and Stratton GE, 2007. Genetic quality of individuals impacts population dynamics. Animal Conservation 10:275-283.

Roff DA, 1998. Effects of inbreeding on morphological and life history traits of the sand cricket, Gryllus firmus. Heredity 81:28-37.

Rokouei M, Vaez Torshizi R, Moradi Shahrbabak M, Sargolzaei M and Sorensen AC, 2010. Monitoring inbreeding trends and inbreeding depression for economically important traits of Holstein cattle in Iran. Journal of Dairy Science 93:3294–3302.

Sargolzaei M, Iwaisaki H and Colleau JJ, 2006. CFC: A tool for monitoring genetic diversity. Proceedings of 8th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, 13-18 Aug. Belo Horizonte. Minas Gerais, Brazil, Pp. 27-28.

Shahdadi AR, Hassani S, Saghi DA, Ahani Azari M, Eghbal AR and Rahimi A, 2014. Estimation of genetic parameters of first lactation production and reproduction traits in Iranian Holstein dairy cows. Journal of Ruminant Research 1:109-126 (In Persian).

Smith LA, Cassel BG and Pearson RE, 1998. The effect of inbreeding on lifetime performance of dairy cattle. Journal of Dairy Science. 81:2729-37.

Swindell WR and Bouzat JL, 2006. Selection and inbreeding depression: effects of inbreeding rate and inbreeding environment. Evolution 60:1014-1022.

Vandewoestijne S, Schtickzelle N and Baguette M, 2008. Positive correlation between genetic diversity and fitness in a large, well-connected metapopulation. BMC Biology 46:1-11.

Whitlock MC, 2002. Selection, load and inbreeding depression in a large metapopulation. Genetics 160:1191-1202.

Wakchaure R and Ganguly S, 2015. Inbreeding, its effects and applications in animal genetics and breeding: A review. International Journal of Emerging Technology and Advanced Engineering 5:73-76.

Wiggans GR, VanRaden PM and Zuurbier J, 1995. Calculation and use of inbreeding coefficients for genetic evaluation of United States dairy cattle. Journal of Dairy Science 78:1584-1590.

Wright LI, Tregenza T and Hosken DJ, 2008. Inbreeding, inbreeding depression and extinction. Conservation Genetics 9:833-843.

Young CW, Tyler WJ, Freeman AE, Voelker HH, McGilliard LD and Ludwick TM, 1969. Inbreeding investigations with dairy cattle in the North Central region of the United States. Agricultural Experiment Station, University of Minnesota, Technical Bulletin 266, Pp. 3-15.

Yavarifard R, Ghavi Hossein-Zadeh N and Shadparvar AA, 2014. Population genetic structure analysis and effect of inbreeding on body weights at different ages in Iranian Mehraban sheep. Journal of Animal Science and Technology 56:1-9.

www.SID.ir

Archive of SID

Evaluation of the impact of inbreeding coefficient on milk production, lactation length and first calving age of Iranian dairy cows using Quantile regression

R Vahedi Darmian[1], SH Farhangfar[2]* and MB Sayyadnezhad[3]

Received: March 18, 2019 Accepted: February 24, 2020
[1]MSc Student, Animal Science Department, Agriculture Faculty, University of Birjand
[2]Professor, Animal Science Department, Agriculture Faculty, University of Birjand
[3]MSc Expert, Animal Breeding Centre, Karaj
*Corresponding author email: hfarhangfar@birjand.ac.ir

پژوهش‌های علوم دامی Animal Science Researches

Journal of Animal Science/vol.30 No.2/ 2020/pp 25-39
https://animalscience.tabrizu.ac.ir

OPEN ACCESS

© 2009 Copyright by Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran
This is an open access article under the CC BY NC license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/2.0/)

Introduction: Inbreeding, which has been defined as the mating between relative animals, leads to increase homozygous genotypes and decrease heterozygous genotypes in a population. As a result, the progenies of such mating are inbred (Wakchaure and Genguly 2015). Reduction of the traits associated with physiological efficiency and reproductive potential are the most important impacts of inbreeding in the farm animals (Filho et al. 2015, Fleming et al. 2018). Traits in livestock have different heritabilities suggesting that they are not influenced by inbreeding in a similar pattern and that although animals' fitness is generally deteriorated; the magnitude of inbreeding depends on the type of the trait (Roff 1998; Derose and Roff, 1999, Wright et al. 2008, Mikkelsen et al. 2010). Until now, all studies regarding effects of inbreeding on productive and reproductive traits of dairy cows have been focused on using the statistical models in which inbreeding coefficient was included as covariable (Behmaram et al. 2017) or as the classified variable (Amirzadeh 2012). As inbreeding coefficient is defined as a covariable in the model, only a regression coefficient is estimated describing average changes of the trait per increasing / decreasing inbreeding coefficient. As a matter of fact, inbreeding may unequally influence the shape of distribution of the trait. Based on this assumption, this research aimed to estimate inbreeding effects on some productive and reproductive traits of Iranian dairy cows using Quantile regression statistical method.

Material and methods: The data set was provided by Animal Breeding Centre, Iran. Foxpro (version 2.6) and UEStudio (version 09) software were utilized for editing initial data. Final data consisted of 580,802 records belonging to 580,802 first-parity cows distributed in 1,185 herds (over 20 provinces of the country) and calved between years 1991 and 2015. The traits under consideration were lactation milk yield (TMILK), 305d, 2X milk yield (MILK3052X), average daily milk yield (ADM), lactation length (LL), and age at the first calving (AFC). The average of the traits in the final data set was 9,447 Kg, 7,792 Kg, 30 Kg, 315 d and 25.6 m, respectively. Holstein gene percentage (HGP) of the cows in the pedigree file was set to be in the range of 50 to 100 and AFC of the cows was set to be between 18 and 48 months. Inbreeding coefficient (IC) of individual animals was calculated by CFC software (Sargolzaei et al. 2006). Fitting a series of the Quantile regression models was conducted with the use of SAS (version 9.4) software. Quantile regression, which was introduced by Koenker and Bassett (1978), extends the regression model to conditional quantiles of the response variable, such as the 90th percentile. Quantile regression is particularly useful when the rate of change in the conditional Quantile, expressed by the regression coefficients, depends on the Quantile (Chen 2005). In all the models used in this research, fixed effects of province, year and month of calving, as well as linear co-variables of HGP, IC and AFC (except of the model for AFC as the trait) were included. For TMILK, lactation length was also

www.SID.ir

Archive of SID

included as linear co-variable. Moreover, in addition to the quantile models and for the sake of estimating usual regression coefficient, general linear model (GLM) was also fitted for each trait in which a single regression coefficient of the trait on IC was defined. Ordinary least-squares regression can be used to estimate conditional percentiles by making a distributional assumption such as normality for the error term in the model. The main advantage of Quantile regression over ordinary least-squares regression is its flexibility for modeling data with heterogeneous conditional distributions (Chen 2005).

Results and discussion: Based upon the analysis of main pedigree file, the total number of animals was 1,941,871 (16,169 sires and 895,376 dams) among which the number of base and non-base animals were 246,388 (3,936 sires and 120,287 dams) and 1,695483 (12,233 sires and 775,089 dams), respectively. Total number of inbred animals in the pedigree was 1,211,343. Average IC for total as well as inbred animals was found to be 0.9149% (minimum 0% and maximum 47.02%) and 1.4651% (minimum 0.00038% and maximum 47.02%), respectively. For the cows with records for all five traits, IC ranged from 0 to 38.45% with the average of 1.13% (SD=1.63%). Estimate of annual change of IC was found to be 0.017 (SE=0.005), which was statistically significant ($P<0.01$) indicating that there is a positive increase of inbreeding in Iranian dairy cows' population over the time. Within each trait, different Quantiles were unequally influenced as animal's IC increased. Vast majority of the estimated regression coefficients in different Quantiles were statistically significant ($P<0.05$). Based upon fitting Quantile regression model and the average estimated regression coefficients, it was found that TMILK, MILK3052X, ADM, LL, and AFC changed -5.5 (Kg), -2.6 (Kg), -18 (g), 0.35 (d) and 0.30 (d), respectively as the IC of the animal increased by 1%. Estimated simple regression coefficients based on fitting GLM models were found to be -9.83 Kg (SE=1.332 Kg), -6.9 Kg (SE=0.169 Kg), -32 gram (SE=4.2 gram), 0.2087 d (SE=0.08234 d) and 0.0158 m (SE=0.0024 m), respectively and all were statistically significant ($P<0.05$).

Conclusion: This research indicated that different Quantiles of some productive and reproductive traits of Iranian dairy cows are not equally affected by inbreeding phenomenon suggesting that Quantile regression models are needed to be utilized in the future research for evaluating the impacts of inbreeding on the other traits, which are of great economic importance.

Keywords: Dairy cows, Inbreeding, Productive and reproductive traits, Quantile regression

www.SID.ir