

## بررسی اثرات همگنی و ناهمگنی اجزای واریانس در سطوح مختلف اندازه گله-سال بر پارامترهای ژنتیکی تولید شیر گاوها در هشتادین ایران

جمشید احسانی نیا<sup>۱</sup>، نوید قوی حسین زاده<sup>۲\*</sup>، عبدالاحد شادپرور<sup>۳</sup>

۱- دانشجوی دکتری، گروه علوم دامی دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان

۲- دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان

۳- استاد گروه علوم دامی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان

(تاریخ دریافت: ۹۴/۲/۲۸ - تاریخ پذیرش: ۹۴/۹/۳)

### چکیده

در این تحقیق ناهمگنی اجزای واریانس تولید شیر در جمعیت گاوها در هشتادین ایران در سطوح مختلف اندازه گله-سال با استفاده از رکوردهای سه دوره اول شیردهی جمع آوری شده به وسیله مرکز اصلاح نژاد دام و بهبود تولیدات دامی در طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۲ بررسی شد. داده‌ها شامل ۲۴۵۱۹۲ رکورد برای اولین دوره شیردهی، ۲۰۲۰۷۸ رکورد برای دومین دوره شیردهی و ۱۴۷۲۵۳ رکورد برای دوره شیردهی سوم بودند که بر اساس اندازه گله-سال به سه دسته بزرگ، متوسط و کوچک دسته‌بندی شدند. برای بررسی ناهمگنی واریانس‌ها از آزمون بارتلت استفاده شد. نتایج آزمون بارتلت برای تولید شیر در سه دوره شیردهی معنی‌دار ( $P < 0.01$ ) بود که ناهمگن بودن واریانس‌ها در هر سه اندازه گله-سال را نشان می‌دهد. به منظور برطرف نمودن احتمالی و یا کاهش ناهمگنی واریانس‌ها از روش‌های مختلف تبدیل داده (لگاریتمی، جذری، باکس-کاکس و زاویه‌ای) استفاده شد. بکارگیری تبدیل داده‌ها به همگنی واریانس منجر نشد. پارامترهای ژنتیکی، وراثت‌پذیری‌ها و اجزای واریانس با استفاده از مدل حیوانی و نرم افزار VCE برآورد شدند. برآوردهای وراثت‌پذیری بدون تبدیل داده‌ها در زایش‌ها و گله-سال‌های مختلف از ۰/۱۴۲۰-۰/۱۸۴ در تجزیه تک صفتی و از ۰/۲۲۱ در تجزیه سه صفتی تغییر کرد و پس از تبدیل داده‌ها مقادیر وراثت‌پذیری اندکی افزایش یافتند. تبدیل داده‌ها اثر قابل ملاحظه‌ای روی رتبه‌بندی حیوانات داشت و بر اساس نوع تبدیل، نسبت‌های متفاوتی از گاوها نر و ماده ممتاز در مقایسه با سناریوی واریانس همگن از فهرست دام‌های برتر خارج شدند که روش تبدیل باکس-کاکس اثر کمتری بر رتبه و همبستگی رتبه‌ای حیوانات برتر داشت. بنابراین، در ارزیابی‌های ژنتیکی گاوها در هشتادین برای افزایش صحت ارزیابی و کارآیی انتخاب برای تولید شیر، در نظر گرفتن ناهمگنی واریانس‌ها ضروری به نظر می‌رسد.

**واژه‌های کلیدی:** پارامترهای ژنتیکی، تبدیل داده، تولید شیر، گاو هشتادین، ناهمگنی واریانس

## مقدمه

گاوهای به صورت بین گله‌ای ارزیابی می‌شوند، ارزش اصلاحی برآورد شده آنها تا حدود زیادی تحت تأثیر واریانس‌های درون گله‌ای قرار می‌گیرد (Hill, 1984; Vinson, 1987). عوامل متعددی به عنوان منابع ناهمگنی واریانس‌ها شناخته شده‌اند، مثلاً عواملی مانند سطح تولید، دوره‌های زمانی، مناطق جغرافیایی و اندازه گله به عنوان منابع ناهمگنی واریانس‌های ژنتیکی و باقیمانده در جمعیت گاوهای هشتادی فریزین اسپانیایی و سایر جمعیت‌ها شناخته شده‌اند که عامل سطح تولید، منطقه، دوره‌های زمانی و اندازه گله به ترتیب بیشترین تأثیر را بر ناهمگنی واریانس‌ها داشته‌اند (Ibanez *et al.*, 1996).

ارزیابی صحیح گاوهای نر و ماده ممتاز به دلیل نقش آنها در بهبود ژنتیکی جمعیت گاو شیری، اهمیت بسیار زیادی دارد. در صورتی که واریانس با میانگین تولید افزایش یابد، ولی همگن فرض شود، حیوانات به طور اشتباه رتبه-بندی می‌شوند (Robert-Granie *et al.*, 1999). اثر ناهمگنی واریانس‌ها بر ارزیابی گاوهای ماده بیشتر است. علت این است که گاوهای ماده و دخترانشان معمولاً در یک گله رکورد دارند (Visscher *et al.*, 1991). مشکل احتمالی در بلند مدت این است که هرگونه اریبی در ارزیابی گاوهای ماده در ارزیابی دختران آنها نیز وارد می‌شود (Vinson, 1987; Visscher *et al.*, 1991). گاوهای شیری سیاه و سفید لهستانی برآوردهای مختلفی از وراثت‌پذیری برای گله‌های با اندازه مختلف بدست آمد Szydlowski که بیانگر ناهمگن بودن واریانس‌ها می‌باشد (and Szwaczkowski, 1993). روش‌های متعددی ارائه شده‌اند که واریانس‌های ناهمگن داخل گله‌ها را تصحیح می‌کنند و از جمله مهمترین آنها می‌توان به تبدیل داده‌ها، گروه‌بندی داده‌ها بر اساس میانگین و انحراف معیار گله‌ها و پیش تصحیح داده‌ها بر اساس انحراف معیارهای مربوطه اشاره کرد (Markus *et al.*, 2014). یک مطالعه نشان داد که وراثت‌پذیری تولید شیر برای داده‌های تبدیل نشده، تبدیل لگاریتمی و تبدیل باکس-کاکس متفاوت است (Kominakis *et al.*, 1998). ناهمگنی واریانس‌ها ارزیابی ژنتیکی دامهای نر و ماده ممتاز را تحت تأثیر قرار می‌دهد و پیش تصحیح و تبدیل داده‌ها برای اثرات گله-سال روش عملی مناسبی برای کاهش واریانس‌های ناهمگن و در نتیجه ارزیابی صحیح حیوانات

در بیشتر مدل‌های حیوانی<sup>۱</sup> استفاده شده برای ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری، معمولاً فرض می‌شود که واریانس‌های ژنتیکی و باقیمانده در محیط‌های مختلف، سطوح ژنتیکی مختلف و در سطوح مختلف تولیدی همگن<sup>۲</sup> می‌باشند ولی در شرایطی که داده‌ها از محیط‌ها و یا در زمان‌های متفاوت بدست می‌آیند، چنین فرضی ممکن است غیر واقعی و نادرست باشد (Nakaoka *et al.*, 2008). شواهد قابل توجهی وجود دارند که نشان می‌دهند واریانس‌ها بین گله‌ها و محیط‌های مختلف همگن (Ibanez *et al.*, 1999; Gengler *et al.*, 2004) نیستند (Huquet *et al.*, 2012, Lino-Lourenco *et al.*, 2012) ناهمگنی واریانس<sup>۳</sup> آثار اقتصادی مهمی بر انتخاب دارد و نادیده گرفتن آن پیشرفت ژنتیکی ناشی از انتخاب و سودمندی برنامه‌های اصلاح نژاد را کاهش می‌دهد (Robert-Granie *et al.*, 1999; Urioste *et al.*, 2001; Strabel *et al.*, 2006). در نظر نگرفتن این ناهمگنی‌ها در ارزیابی‌های ژنتیکی می‌تواند منجر به کاهش پاسخ و صحت انتخاب و انتخاب نامناسب حیوانات ممتاز شود (Costa, 1999). به طور کلی، مشکل واریانس‌های ناهمگن در ارزیابی‌های ژنتیکی گاوهای شیری این است که حیوانات با میانگین بالا در گله‌های با واریانس بالا، بالاتر از حد ارزیابی می‌شوند، در حالی که گاوهای موجود در گله‌های با پراکنش بالا اما میانگین پایین، کمتر از حد واقعی ارزیابی خواهند شد و در نتیجه نسبت بیشتری از حیوانات از گله‌های با واریانس بالاتر انتخاب خواهند شد و در صورتی که گاو نر به صورت تصادفی در بین گله‌ها توزیع نشده باشد، مشکل اساسی در ارزیابی پدرها ایجاد می‌کند (Everett *et al.*, 1982)، مثلاً "در گله‌های با مدیریت و میانگین تولید بالا از اسپرم گاوهای نر برتر و گرانتر بیشتر استفاده شود" (Boldman *et al.*, 1998). مشکل مهمتر انتخاب گاوهای ماده به عنوان مادران گاوهای نر آینده است. از آنجا که

1. Animal models
2. Homogenous
3. Variance heterogeneity

علاوه بر بهبود ساختار داده‌ها از نظر جریان ژنی در حیوانات ماده و همچنین حفظ یک اندازه مشخص برای اندازه گله‌ها، موجب می‌شود که نوسانات شدید دام که در بعضی از گله‌ها به دلیل مدیریت نادرست و یا خرید و فروش غیرمعمول دام‌ها مشاهده می‌شود، کنترل شود. خلاصه آماری صفت مورد مطالعه، آزمون بارتلت و آزمون نرمال بودن داده‌ها با رویه GLM نرم افزار SAS 9.1 انجام شد. همچنین فایل شجره با نرم افزار CFC 1.0 (Sargolzaei *et al.*, 2006) آماده‌سازی شد.

به منظور دسته‌بندی داده‌ها بر اساس اندازه گله‌سال، ابتدا تعداد حیوانات هر یک از گله‌ها در سال تعیین شده و سپس گله‌های با کمتر از ۲۶ حیوان در دسته کوچک، گله‌های با تعداد حیوان بین ۱۱۹-۲۷ در دسته متوسط و گله‌های با بیش از ۱۲۰ حیوان در دسته بزرگ قرار گرفتند. توصیف آماری تولید شیر مربوط به سطوح مختلف اندازه گله‌سال در شیردهی‌های اول، دوم و سوم در جدول ۱ ارائه شده است.

برتر می‌باشد (Nikolaou *et al.*, 2004). با توجه به اینکه اندازه گله گاوهای هلشتاین در مناطق مختلف ایران متفاوت است، اما در ارزیابی‌های ژنتیکی فرض همگنی واریانس‌ها در نظر گرفته می‌شود، هدف این پژوهش بررسی ناهمگنی واریانس‌ها در سطوح مختلف اندازه گله‌سال برای تولید شیر در سه دوره شیردهی اول و بررسی اثر روش‌های مختلف تبدیل داده بر رفع ناهمگنی واریانس‌ها، تعیین بهترین روش تبدیل و برآورد پارامترهای ژنتیکی داده‌های خام و تبدیل شده در جمعیت گاوهای هلشتاین ایران بود.

## مواد و روش‌ها

### ساختار داده‌ها

در این تحقیق به منظور بررسی همگنی اجزای واریانس و برآورد پارامترهای ژنتیکی تولید شیر در سطوح مختلف اندازه گله‌سال از اطلاعات مربوط به گاوهای هلشتاین مناطق مختلف ایران که به وسیله مرکز اصلاح نژاد دام و بهبود تولیدات دامی کشور تهیه شده بود، استفاده شد. آماده‌سازی و تنظیم داده‌ها با استفاده از نرم افزارهای (SAS 9.1 و Foxpro 8.0 (SAS Institute, 2009) انجام و فایل‌های مورد نیاز شجره و داده آماده شد. با بررسی کیفیت داده‌ها و در نظر گرفتن ساختار رکوردها، ویرایش‌هایی روی داده‌ها اعمال شد تا فایل‌های نهائی شجره و رکوردهای تولید آماده شوند.

داده‌های مورد استفاده، رکوردهای تولید شیر ۳۰۵ روز زایش‌های اول تا سوم گاوهای هلشتاین ایران بود که طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۶۲ به وسیله مرکز اصلاح نژاد دام و بهبود تولیدات دامی کشور ثبت شده بودند. سن حیوان در زمان زایش به ۱۸ تا ۶۸ ماه محدود شد. محدوده ۱۸ تا ۴۰ ماه برای زایش اول، محدوده ۲۸ تا ۴۹ برای زایش دوم و محدوده ۴۰ تا ۶۸ برای زایش سوم در نظر گرفته شد. حیواناتی که میانگین تولیدشان در سال کمتر و بیشتر از سه انحراف معیار از میانگین جمعیت بود، نیز حذف شدند. به منظور ارتباط مناسب داده‌ها<sup>۱</sup> و کاهش اشتباه برآوردها، تنها از اطلاعات گله‌هایی استفاده شد که حداقل دارای ۵ رأس گاو در هر سال بودند. این ویرایش

### جدول ۱- خلاصه آماری تولید شیر در سه دوره شیردهی اول بر اساس اندازه گله-سال

Table 1. Descriptive statistics for milk yield in the first three lactations based on herd-year size

Parity	Herd-year size	Record (n)	Mean (kg)	SD (kg)	SE (kg)	CV (%)	Skewness
1	Large	77239	7401.49	1667.79	6.01	22.53	-0.031
	Medium	90582	7016.93	1585.90	5.27	24.58	-0.168
	Small	77371	6480.47	1952.97	5.73	26.58	0.0261
2	Large	47503	8078.92	2134.32	9.79	20.42	-0.187
	Medium	80886	7620.46	1919.34	6.75	23.19	-0.017
	Small	73689	7010.08	1864.12	6.87	26.59	0.153
3	Large	21987	8258.19	2433.78	16.41	21.47	-0.098
	Medium	60560	7889.09	2050.56	8.23	25.99	-0.009
	Small	64706	7299.51	1957.24	7.69	26.81	0.165

زایش) برای  $a_i$  امین صفت،  $a_i =$  بردار اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی برای  $a_i$  امین صفت،  $e_i =$  بردار اثر تصادفی باقیمانده برای  $a_i$  امین صفت،  $Z$  و  $X$  ماتریس‌های طرح که رکوردهای هر صفت را به ترتیب به اثرات تصادفی و ثابت مرتبط می‌نماید.

#### تبدیل داده‌ها

به منظور کاهش ناهمگنی واریانس‌ها در بین دسته‌ها، از روش‌های تبدیل لگاریتمی<sup>۱</sup>، زاویه‌ای<sup>۲</sup>، جذری<sup>۳</sup> و باکس-کاکس<sup>۴</sup> استفاده شد. در تبدیل لگاریتمی، از داده‌های تولید شیر بر مبنای ۲ لگاریتم گرفته شد، در تبدیل جذری از داده‌های مربوطه ریشه دوم گرفته شد، در تبدیل زاویه‌ای داده‌های تصحیح شده تولید شیر به حداقل تولید هر گله-سال در هر دوره شیردهی تقسیم شدند تا اعداد به درصد تبدیل شوند، سپس از اعداد مورد نظر  $\sin \text{Arc}$  گرفته شد. در تبدیل باکس-کاکس، ابتدا با استفاده از نرم افزار R 3.0.1 مقدار لامبدا ( $\lambda$ ) برای هر  $\lambda_{y^{-1}}$  یک از صفات محاسبه و سپس بر اساس فرمول

تبدیل شدند. در این فرمول  $\lambda$  مقدار لامبدا برای هر صفت و  $y$  مقدار آن صفت می‌باشد. آزمون بارتلت به عنوان یک پیش آزمون برای بررسی ناهمگنی واریانس‌ها انجام گرفت. تمامی تبدیل‌ها با نرم افزار Foxpro 8.0 انجام شدند.

#### برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی

اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت مورد مطالعه با استفاده از مدل تک‌صفتی برای هر یک از دسته‌ها و مدل سه‌صفتی برای هر یک از سه سطح اندازه گله-سال با نرم‌افزار VCE برآورد شد. در تجزیه تک متغیره، پارامترهای ژنتیکی تولید شیر در هر یک از دوره‌های شیردهی و دسته‌ها به طور مجزا برآورد شد. مدل مورد استفاده در این پژوهش به صورت زیر بود:

$$y_{ijk} = \mu + HYS_i + a_j + b(Age_{ijk} - \bar{Age}) + e_{ijk}$$

$y_{ijk}$  = مشاهده  $k$ ام مربوط به تولید شیر در حیوان  $j$ ام و گله-سال-فصل  $i$ ام،  $\mu$  = میانگین جمعیت،  $HYS_i$  = اثر ثابت  $a_i$  امین گله-سال-فصل،  $b$  = ضریب تابعیت خطی تولید شیر از سن در هنگام زایش،  $Age_{ijk}$  = اثر سن زایش،  $a_j$  = اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی  $a_i$  امین حیوان،  $e_{ijk}$  = اثر باقیمانده.

در مدل سه‌صفتی رکوردهای تولید شیر مربوط به هر یک از سطوح گله-سال به عنوان یک صفت در نظر گرفته شد و بر این اساس اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی با استفاده از نرم افزار VCE بدست آمد. مدل سه‌صفتی مورد استفاده در این پژوهش به صورت زیر بود:

$$y_i = X_i b_i + Z_i a_i + e_i$$

در این مدل  $y_i$  = بردار مشاهدات برای  $a_i$  امین صفت،  $b_i$  = بردار اثرات ثابت (گله-سال-فصل و اثر سن در هنگام

1. Logarithmic transformation
2. Arc sin transformation
3. Square root transformation
4. Box-Cox transformation

بین سطوح مختلف اندازه گله-سال کاهش داده است. با توجه به ضرایب تغییرات بدست آمده، بیشترین یکنواختی برای تولید شیر در سه دوره شیردهی مربوط به گله‌های بزرگ بود. همچنانی با افزایش میانگین تولید گله‌ها، ضرایب تغییرات کاهش یافت، به طوری که گله‌های با میانگین تولید بالا کمترین و گله‌های با میانگین تولید پایین، بیشترین ضرایب تغییرات را دارند. در واقع میزان یکنواختی در گله‌های با میانگین تولید بالا بیشتر است. نتایج آزمون بارتلت برای بررسی ناهمگنی واریانس‌ها در جدول ۴ ارائه شده است. مقدار کای مربع در سه دوره شیردهی نخست نشان می‌دهد که ناهمگنی واریانس تولید شیر از دوره شیردهی اول به سوم افزایش یافته است. نتایج آزمون بارتلت برای تولید شیر در سه دوره شیردهی معنی‌دار بود ( $P < 0.0001$ ) که نشان‌دهنده ناهمگن بودن واریانس‌ها در هر سه اندازه گله-سال است. بیشترین میزان ناهمگنی واریانس برای تولید شیر در دوره شیردهی سوم مشاهده شد. با استفاده از آزمون بارتلت و لون ناهمگنی واریانس‌ها برای عواملی مانند سطح تولید گله، منطقه جغرافیایی و اندازه گله-سال در سایر مطالعات نیز نشان داده شد (Nikolaou *et al.*, 2004; Ibanez *et al.*, 1999; Varkoohi *et al.*, 2007).

### ارزیابی گاوها نر و ماده ممتاز

برای بررسی اثر روش‌های مختلف تبدیل داده بر ارزیابی زنتیکی گاوها نر و ماده ممتاز بعد از تجزیه داده‌ها در سطوح مختلف اندازه گله-سال، ارزش‌های اصلاحی برآورد شده با هم مقایسه و همبستگی‌های رتبه‌ای برای گاوها نر و ماده به طور جداگانه بر اساس مدل‌های مختلف محاسبه شد. میانگین قدر مطلق تغییر رتبه، تعداد مشترک حیوانات و حداکثر تغییر رتبه‌ها برای ۵ درصد گاوها نر و ۱ درصد گاوها ماده ممتاز در اندازه گله-سال بزرگ بررسی شدند.

### نتایج و بحث

اطلاعات شجره مورد استفاده در جدول ۲ و آمار توصیفی صفت مورد بررسی در جدول ۳ ارائه شده است. طبق نتایج جدول ۳ ضرایب تغییرات صفت تولید شیر از دوره شیردهی اول به سوم افزایش یافت که نشان‌دهنده ناهمگن بودن واریانس‌ها بین سه دوره شیردهی می‌باشد. بر اساس نتایج جدول ۱ و با توجه به انحراف معیار و ضرایب تغییرات در هر یک از دسته‌ها نتیجه گرفته می‌شود که دسته‌بندی داده‌ها به نحوی ناهمگنی واریانس را

جدول ۲- ساختار فایل شجره

Table 2. Structure of the pedigree file

Total number of animals in data file	384947
No. of animals without offspring	189317
No. of sires	6306
No. of dams	378641
No. of animals with known sire	223846
No. of animals with known dam	227750
No. of animals with both parents known	217808

### جدول ۳- خلاصه آماری تولید شیر در سه دوره شیردهی اول قبل از دسته‌بندی داده‌ها

Table 2. Descriptive statistics for milk yield in the first three lactations before data grouping

Lactation	No. of records	Mean (kg)	SD (kg)	SE (kg)	CV (%)	Skewness
1 st lactation	245192	6968.79	1655.65	3.34	23.76	-0.129
2 nd lactation	202078	7505.65	1996.14	4.44	26.59	0.044
3 rd lactation	147253	7685.13	2104.40	5.48	27.38	-0.100

S.D=Standard Deviation; S.E=Standard Error; C.V=Coefficient of Variation

### جدول ۴- آزمون بارتلت پیش از تبدیل داده‌ها برای تولید شیر

Table 4. Bartlett test before data transformation for milk yield

Parity	Df	$\chi^2$ - value	P-value
1st parity	2	251.30	0.0001
2nd parity	2	1153.60	0.0001
3rnd parity	2	1689.10	0.0001

با برآوردهای پژوهشگران دیگر قابل مقایسه است. در تحقیقی روی گوسفندان شیری بوتسیکو<sup>1</sup> و راثت‌پذیری تولید شیر برای داده‌های تبدیل نشده، تبدیل لگاریتمی و تبدیل باکس-کاکس به ترتیب در دامنه ۰/۲۱ تا ۰/۳۰، Kominakis *et al.*, ۱۹۹۸ تا ۰/۲۴ و ۰/۲۱ تا ۰/۲۷ بود (Kominakis *et al.*, 1998). در تعدادی از مطالعات دیگر بعد از تبدیل لگاریتمی و باکس-کاکس و راثت‌پذیری تولید شیر کاهش یافت (Carriedo *et al.*, 1995). در پژوهشی روی گاوهای هلشتاین ایران، و راثت‌پذیری تولید شیر برای داده‌های خام و تبدیل لگاریتمی به ترتیب ۰/۲۴۹ و ۰/۲۵۱ بود (Varkooohi *et al.*, 2007) که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد.

بعد از تبدیلهای مختلف، آزمون همگنی واریانس روی داده‌های تبدیل شده انجام شد که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است. نتیجه آزمون بارتلت پس از تبدیل لگاریتمی، معنی‌دار شدن ناهمگنی واریانس را در شیردهی اول، دوم و سوم برای تولید شیر نشان می‌دهد. محققین زیادی روش‌های مختلف تبدیل داده را برای تصحیح ناهمگنی واریانس‌ها استفاده کرده‌اند Boldman (1998; Varkooohi *et al.*, 2007) Hill et and Freeman, 1998; Varkooohi *et al.*, 2007). در پژوهش حاضر (Meinert *et al.*, 1988; Meinert *et al.*, 1983; Meinert *et al.*, 1983; Meinert *et al.*, 1983) تبدیل لگاریتمی ناهمگنی واریانس برای تولید شیر در دوره شیردهی اول را افزایش داد اما در دوره‌های شیردهی دوم و سوم منجر به همگنی نر شدن واریانس‌ها شد. در گاوهای هلشتان آمریکا تبدیل لگاریتمی نه تنها ناهمگنی واریانس‌ها را برطرف نکرد بلکه تا حدودی آن را افزایش داد که با نتایج پژوهش حاضر همخوانی دارد (Van Vleck and Deveer, 1987). مقدار کای مرربع بعد از تبدیل داده‌ها بیانگر این است که تبدیل باکس-کاکس میزان ناهمگنی واریانس تولید شیر را کاهش داده است. تبدیل زاویه‌ای نه تنها تأثیری در کاهش ناهمگنی واریانس‌های تولید شیر در سه دوره شیردهی نداشته بلکه تا حدودی آن را افزایش داده است که با نتایج سایر محققین همخوانی دارد (Varkooohi *et al.*, 2007). پژوهشی برآوردهای و راثت‌پذیری به دست آمده در پژوهش کنونی

1. Boutsiko

## جدول ۵- آزمون بارتلت پس از تبدیل داده‌ها برای تولید شیر

Table 5. Bartlett test after data transformation for milk yield

Transformation	Log		Square root		Box-Cox		Arc sin		
	Df	$\chi^2$	P-value	$\chi^2$	P-value	$\chi^2$	P-value	$\chi^2$	P-value
Parity		-value		- value		- value		- value	
1	2	334.10	0.0001	130.20	0.0001	157.10	0.0001	1034.20	0.0001
2	2	428.80	0.0001	8748.60	0.0001	995.10	0.0001	2504.80	0.0001
3	2	1002.80	0.0001	1223.80	0.0001	1488.60	0.0001	3071.40	0.0001

شیردهی، برای گله-سال بزرگ بیشترین و برای گله-سال کوچک کمترین بود. در واقع وراثت‌پذیری تولید شیر در گله‌های با میانگین تولید بالاتر بیشتر بود که بیانگر وجود رابطه بین میانگین گله و وراثت‌پذیری است. علت این امر افزایش تعداد حیوانات با میانگین تولید بالا در گله می‌باشد به گونه‌ای که در گله‌های کوچک که تعداد حیوانات کمتر بوده، مقادیر وراثت‌پذیری و واریانس‌ها کمتر و در گله‌های بزرگ که تعداد حیوانات بیشتر بوده، مقادیر وراثت‌پذیری و واریانس‌ها بیشتر است. در یک مطالعه نشان داده شد گله‌های با میانگین تولید بالا، واریانس ژنتیکی و محیطی بالاتر و در نتیجه وراثت‌پذیری بیشتری دارند (Visscher *et al.*, 1991). در برخی پژوهش‌ها ارتباط مثبتی بین میانگین تولید و وراثت‌پذیری و یا اجزای واریانس صفات تولیدی گزارش شده است (Weigel *et al.*, 1993) در حالی که برخی هیچ ارتباطی را بین وراثت‌پذیری با میانگین تولید گزارش نکرده‌اند (Short, 1990).

برآورد واریانس و وراثت‌پذیری قبل از تبدیل داده‌ها در سه دوره اول شیردهی برای تولید شیر با مدل حیوانی تک-صفتی و سه صفتی در جدول ۶ ارائه شده است. واریانس باقیمانده برای تولید شیر در شیردهی اول به مقدار زیادی پایین‌تر از واریانس باقیمانده در شیردهی دوم و سوم بود. وراثت‌پذیری‌ها نیز از دوره شیردهی اول به شیردهی سوم کاهش یافت که دلیل آن حذف حیوانات با توجه به عملکرد آنها در شیردهی اول بود، بنابراین، در شیردهی‌های دوم و سوم حیوانات همگن‌تر می‌شوند و در نتیجه تنوع ژنتیکی بین حیوانات کاهش می‌یابد. همچنین واریانس فنوتیپی از شیردهی اول به شیردهی سوم افزایش می‌یابد که به دلیل افزایش واریانس باقیمانده بوده که خود عاملی برای کاهش وراثت‌پذیری است. کاهش وراثت‌پذیری تولید شیر از شیردهی اول تا سوم در پژوهش‌های دیگر نیز گزارش شده است (Dahlin *et al.*, 1998).

پس از گروه‌بندی داده‌های تولید شیر بر اساس اندازه گله-سال اجزای واریانس و وراثت‌پذیری در سه دوره

## جدول ۶- برآورد اجزای واریانس و وراثت پذیری تولید شیر قبل از تبدیل داده‌ها در تجزیه تک‌صفتی و چند‌صفتی

Table 6. Estimates of variance components and heritability of milk yield before data transformation in single and multi-trait analysis

Parity	Herd-year size	Analysis model	$\sigma_a^2$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$
1	Large	Single trait	287345	1273576	1560921	$0.184 \pm 0.009$
		Multi-trait	322060	1247951	1570011	$0.205 \pm 0.003$
	Medium	Single trait	261298	1159981	1421279	$0.183 \pm 0.010$
		Multi-trait	316890	1117215	1434105	$0.221 \pm 0.009$
2	Small	Single trait	198993	915662	1114655	$0.178 \pm 0.007$
		Multi-trait	208870	875157	1084027	$0.193 \pm 0.004$
	Large	Single trait	439590	2134368	2573958	$0.170 \pm 0.011$
		Multi-trait	423399	2038920	2467319	$0.173 \pm 0.008$
3	Medium	Single trait	369698	1866688	2236386	$0.165 \pm 0.023$
		Multi-trait	394372	1788170	2182542	$0.180 \pm 0.013$
	Small	Single trait	279558	1453445	1733003	$0.161 \pm 0.014$
		Multi-trait	262601	1306610	1306610	$0.167 \pm 0.009$
4	Large	Single trait	486082	2714789	3200871	$0.151 \pm 0.006$
		Multi-trait	472145	2604573	3076718	$0.153 \pm 0.003$
	Medium	Single trait	392463	2358009	2750472	$0.142 \pm 0.012$
		Multi-trait	382463	2287106	266569	$0.143 \pm 0.010$
5	Small	Single trait	297609	1784592	2082201	$0.143 \pm 0.016$
		Multi-trait	297508	1743421	2030929	$0.145 \pm 0.012$

و بیشترین میزان همبستگی رتبه‌ای برای گاوها نر و ماده ممتاز مربوط به تبدیل باکس-کاکس است. به همین دلیل تعداد گاوها مشترک در مدل‌های فوق برای گاوها ماده بیشتر از گاوها نر بود. اما میانگین قدر مطلق تغییر رتبه در ۱ درصد گاوها ماده برتر بیشتر از ۵ درصد گاوها نر ممتاز است و وقتی که ۱ درصد گاوها ماده برتر انتخاب می‌شوند بسته به نوع مدل، تغییر رتبه آنها بسیار زیادتر از انتخاب ۵ درصد گاوها نر ممتاز می‌باشد. در واقع گاوها نر ممتاز کمتر تحت تأثیر ناهمگنی واریانس‌ها قرار می‌گیرند و این نشان دهنده عدم انتخاب تصادفی گاوها نر در گله‌های مختلف است و در واقع فرزندان گاوها نر به طور تصادفی بین گله‌های مختلف توزیع نشده‌اند. معمولاً گاوها نر ممتاز در گله‌های پر تولید و با مدیریت بهتر استفاده می‌شوند. در یک پژوهش نشان داده شد که رتبه گاوها نر ممتاز نسبت به رتبه گاوها ماده ممتاز بین سه مدل استفاده شده تفاوت کمتری دارد و ناهمگنی واریانس‌ها اثر کمتری بر ارزیابی گاوها نر دارد و همبستگی رتبه‌ای بین سه مدل مورد استفاده هم برای گاوها نر و هم برای گاوها ماده ۰/۹۹ بود (Boldman and Freeman, 1990) که با نتایج پژوهش

در گاوها هشتاد و یک٪ ایالت‌های مختلف آمریکا افزایش اندازه گله با افزایش معنی‌دار واریانس‌های باقیمانده تولید شیر مرتبط بود (Weigel *et al.*, 1994). در یک مطالعه واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، فنوتیپی و باقیمانده تولید شیر در سه سطح تولیدی پایین، متوسط و بالا در مقیاس اصلی (تبدیل نشده) و لگاریتمی برسی شد. در مقیاس خطی هر یک از اجزای واریانس با افزایش سطح تولید افزایش یافت و واریانس افزایشی از سطح تولید کم به بالا دو برابر شد و این افزایش برای مقیاس لگاریتمی کمتر بود و واریانس محیطی و باقیمانده بعد از تبدیل لگاریتمی بر عکس شده و با افزایش سطح تولید کاهش یافت (Dong and Mao, 1990).

مقایسه رتبه ارزش اصلاحی گاوها نر و ماده ممتاز با استفاده از مدل‌های مختلف، بر اساس اندازه گله-سال بزرگ در دوره شیردهی اول در جدول ۸ ارائه شده است. همبستگی رتبه‌ای ارزش اصلاحی در مدل‌های لگاریتمی، باکس-کاکس و زاویه‌ای برای گاوها ماده بیشتر از گاوها نر هستند، یعنی رتبه گاوها ماده در تجزیه تک-صفتی ارتباط بیشتری با رتبه همان گاوها در تجزیه چند‌صفتی و مدل‌های لگاریتمی، باکس-کاکس و زاویه‌ای دارد

طريق تجزیه یکصفتی، سه صفتی و تبدیل‌های مختلف برای اندازه گله-سال بزرگ، متوسط و کوچک در جدول ۹ ارائه شده است. به استثناء روش تبدیل لگاریتمی بیشترین تعداد و درصد گاوهای ماده برتر از گله‌های با اندازه بزرگ انتخاب می‌شوند و کمترین تعداد و درصد آنها به غیر از مدل‌های تبدیل جذری و باکس-کاکس مربوط به اندازه گله کوچک بود. در یک مطالعه نشان داده شده که بین گله‌های با شایستگی برابر، گله‌های بزرگ نسبت بالاتری از گاوهای ممتاز را دارا هستند (Everett *et al.*, 1982).

### نتیجه‌گیری کلی

نتایج تحقیق حاضر نشان داد که واریانس بین گله-سال-های گاوهای هلشتاین ایران برای تولید شیر ناهمگن است و این ناهمگنی ارزیابی ژنتیکی گاوهای نر و ماده ممتاز را تحت تاثیر قرار می‌دهد و روش‌های تبدیل لگاریتمی، جذری و باکس کاکس تاثیر معنی‌داری بر رفع ناهمگنی اجزای واریانس دارند؛ اما بطور کامل ناهمگنی را بطرف نمی‌کنند و پیش تصمیح ناهمگنی واریانس تولید شیر از راه اعمال روش‌های تبدیل باکس-کاکس و جذری روش مؤثرتری برای ارزیابی ژنتیکی صحیح حیوانات برتر است.

### سپاسگزاری

از مرکز اصلاح نژاد دام و بهبود تولیدات دامی کشور به دلیل در اختیار قرار دادن رکوردها و اطلاعات مورد نیاز صمیمانه تشکر و قدردانی می‌شود.

حاضر همخوانی دارد. در مقایسه بین گاوهای نر و ماده مشاهده می‌شود که میانگین تغییرات گاوهای نر برتر نسبت به گاوهای ماده برتر کمتر است و این بیانگر این است که روش‌های مختلف تبدیل و تجزیه سه صفتی تأثیر بیشتری بر رتبه‌بندی گاوهای ماده ممتاز دارند و در نظر گرفتن ناهمگنی واریانس و تصحیح آن با استفاده از روش‌های مختلف تبدیل و تجزیه چندصفتی روی رتبه-بندی گاوهای ممتاز بسیار مؤثر است و این تصحیح در صورتی روی رتبه‌بندی گاوهای نر مؤثر است که به طور تصادفی در گله‌های مختلف دختر نداشته باشند (Visscher *et al.*, 1993). بنابراین وقتی که از روش‌های تبدیل مختلف برای رفع ناهمگنی واریانس‌ها در ارزیابی ژنتیکی گاوهای شیری استفاده می‌شود رتبه گاوهای ماده بیشتر تحت تأثیر قرار گرفته و نسبت متفاوتی از گاوهای ماده برتر نسبت به نرهای ممتاز از فهرست خارج می‌شوند به طوری که در خصوص تولید شیر بر اساس مدل تبدیل جذری، ۳۰ درصد از ۲۴۵۱ گاو ماده ممتاز که در مدل معمولی فهرست شده است از فهرست خارج شدند و همبستگی رتبه‌ای بین روش تبدیل نشده و تبدیل جذری ۰/۲۴۵ است. اما در مدل تبدیل باکس-کاکس با همبستگی رتبه‌ای ۰/۹۸۲ فقط ۳/۵ درصد گاوهای ممتاز از لیست خارج شده‌اند. ناهمگنی واریانس‌ها با استفاده از دو مدل مختلف که یکی از مدل‌ها با فرض همگن بودن واریانس‌ها و مدل دیگر با در نظر گرفتن ناهمگنی واریانس‌ها بود، در ارزیابی گاوهای نر مورد مطالعه قرار گرفت که همبستگی بین دو مدل برای ارزیابی گاوهای نر ۰/۹۲ بود و بیانگر تفاوت اندک بین مدل‌ها در ارزیابی گاوهای نر می‌باشد (Winkelman and Schaeffer, 1988). تعداد و درصد گاوهای ماده ممتاز انتخاب شده از

## جدول ۷- اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تولید شیر پس از تبدیل داده‌ها

Table 7. Variance components and heritability of milk yield after data transformation

Parity	Cluster size	Transformation method	$\sigma_a^2$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$
1	Large	SMY	10.11	48.57	58.68	$0.172 \pm 0.010$
		LMY	0.007159	0.029625	0.036784	$0.194 \pm 0.008$
		BCMY	5474751	23810000	29284751	$0.186 \pm 0.010$
		AMY	0.003645	0.015254	0.018899	$0.193 \pm 0.010$
	Medium	SMY	9.68	45.52	55.20	$0.175 \pm 0.023$
		LMY	0.003001	0.013045	0.016045	$0.187 \pm 0.010$
		BCMY	4901559	21480000	26381559	$0.185 \pm 0.009$
		AMY	0.003001	0.013045	0.016045	$0.187 \pm 0.009$
	Small	SMY	7.67	36.78	44.45	$0.172 \pm 0.020$
		LMY	0.006936	0.025288	0.029864	$0.153 \pm 0.013$
		BCMY	2943382	16830000	19773382	$0.148 \pm 0.012$
		AMY	0.001757	0.010755	0.012512	$0.141 \pm 0.0110$
2	Large	SMY	15.34	74.36	89.70	$0.171 \pm 0.009$
		LMY	0.007051	0.046043	0.053094	$0.132 \pm 0.008$
		BCMY	58609	251791	310400	$0.188 \pm 0.009$
		AMY	0.004221	0.020693	0.025184	$0.167 \pm 0.010$
	Medium	SMY	12.65	66.65	79.31	$0.159 \pm 0.008$
		LMY	0.005366	0.034446	0.039812	$0.134 \pm 0.012$
		BCMY	50728	221778	272506	$0.186 \pm 0.008$
		AMY	0.003922	0.017150	0.024885	$0.157 \pm 0.011$
	Small	SMY	9.60	53.37	62.97	$0.152 \pm 0.011$
		LMY	0.004943	0.036565	0.041508	$0.119 \pm 0.021$
		BCMY	37951	173842	211793	$0.179 \pm 0.011$
		AMY	0.002483	0.12984	0.015467	$0.160 \pm 0.011$
3	Large	SMY	19.76	93.62	113.38	$0.174 \pm 0.012$
		LMY	0.009313	0.056826	0.066139	$0.140 \pm 0.012$
		BCMY	16152	101509	117660	$0.159 \pm 0.013$
		AMY	0.004571	0.024217	0.028788	$0.158 \pm 0.013$
	Medium	SMY	14.89	81.77	96.66	$0.154 \pm 0.008$
		LMY	0.007669	0.048533	0.056202	$0.136 \pm 0.008$
		BCMY	12269	88613	100882	$0.138 \pm 0.008$
		AMY	0.003000	0.019148	0.022148	$0.135 \pm 0.008$
	Small	SMY	10.99	63.26	74.25	$0.171 \pm 0.010$
		LMY	0.006294	0.038356	0.044650	$0.140 \pm 0.021$
		BCMY	9617	67612	77229	$0.142 \pm 0.010$
		AMY	0.001943	0.014036	0.015979	$0.121 \pm 0.010$

SMY=Square root transformed; LMY=Log transformed; BCMY=Box-Cox transformed; AMY=Arc sin transformed

**جدول ۸- مقایسه رتبه ارزش اصلاحی گاوها نر و ماده ممتاز در سطح اندازه گله-سال بزرگ با استفاده از روش‌های تبدیل مختلف**

Table 8. Comparison of breeding value ranks of top dams and sires from different transformation methods in large herd-year size

	Models compared				
	Multi trait analysis	Log transformation	Square root transformation	Box-Cox transformation	Arc sin transformation
<b>Sires</b>					
Rank correlation	0.920	0.459	0.953	0.969	0.578
Top 5%	315	315	315	315	315
No. in common	231	192	301	306	205
Rank change:					
Average	69.20	76.27	19.93	11.51	60.72
Maximum	101.36	204.50	88.50	294.50	204
<b>Dams</b>					
Rank correlation	0.890	0.534	0.245	0.982	0.652
Top 1%	2451	2451	2451	2451	2451
No. in common	1998	1208	735	2366	1646
Rank change:					
Average	204.10	463.54	789.27	103.16	448.85
Maximum	769.35	1483	2404	685.50	1740.50

**جدول ۹- تعداد و درصد گاوها ماده ممتاز بر اساس سطوح اندازه گله-سال برای مدل‌های مختلف**

Table 9. Number and percentage of elite cows by herd-year size levels for different models

Level of herd-year size	Models compared											
	Univariate analysis		Multivariate analysis		Log transformation		Square root transformation		Box-Cox transformation		Arc sin transformation	
	no	%	no	%	no	%	no	%	no	%	no	%
Large	1180	1.52	1212	1.56	845	1.09	1511	1.95	1210	1.56	1232	1.59
Medium	1000	1.10	968	1.06	1105	1.21	802	0.88	984	1.08	968	1.06
Small	271	0.35	271	0.35	501	0.64	138	0.178	957	1.23	251	0.34

**فهرست منابع**

- Boldman K. G. and Freeman A. E. 1990. Adjustment for heterogeneity of variances by herd production in dairy cow and sire evaluation. *Journal of Dairy Science*, 73: 503-512.
- Carriedo J. A., Baro J. A., De La Fuente L. F. and San Primitivo F. 1995. Genetic parameters for milk yield in dairy sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 112: 59- 63.
- Costa C. N. 1999. An investigation into heterogeneity of variance for milk and fat yields of Holstein cows in Brazilian herd environments. *Genetics and Molecular Biology*, 22(3): 375-381.
- De Veer J. C. and Van Vleck L. D. 1987. Genetic parameters for first lactation milk yields at three levels of production. *Journal of Dairy Science*, 70: 1434-1441.
- Everett R. W., Keown J. F. and Taylor J. F. 1982. The problem of heterogeneous within herd error variances when identifying elite cows. *Journal of Dairy Science*, 65 (Suppl. 1): 100 (Abstract).
- Gengler N., Wiggans G. R. and Gillon A. 2004. Estimated heterogeneity of phenotypic variance of test-day yield with a structural variance model. *Journal of Dairy Science*, 87: 1908-1916.

- Hill W. G. 1984. On selection among groups with heterogeneous variance. *Animal Production*, 39: 473-477.
- Hoaglin D. C. and Welsch R. E. 1978. The hat matrix in regression and ANOVA. *American Statistician*, 32: 17-22.
- Huquet B., Leclerc H. and Ducrocq V. 2012. Modelling and estimation of genotype by environment interactions for production traits in French dairy cattle. *Genetics Selection Evolution*, 44: 35.
- Ibanez M. A., Carabano M. J. and Alenda R. 1999. Identification of sources of heterogeneous residual and genetic variances in milk yield data from the Spanish Holstein-Friesian population and impact on genetic evaluation. *Livestock Production Science*, 59: 33-49.
- Ibanez M. A., Carabano M. J., Foulley J. L. and Alenda R. 1996. Heterogeneity of herd-period phenotypic variances in the Spanish Holstein Friesian cattle: sources of heterogeneity and genetic evaluation. *Livestock Production Science*, 45: 137-147.
- Kominakis A., Rogdakis E. and Koutsotolis K. 1998. Genetic parameters for milk yield and litter size in Boutsiko dairy sheep. *Canadian Journal of Animal Science*, 78: 525-532.
- Markus S., Mantysaari E. A., Strandén I., Eriksson J. A. and Lidauer M. H. 2014. Comparison of multiplicative heterogeneous variance adjustment models for genetic evaluations. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 22: 61-65.
- Meinert T. R., Pearson R. E., Vinson W. E. and Cassell B. G. 1988. Prediction of daughter's performance from dam's cow index adjusted for within-herd variance. *Journal of Dairy Science*, 71: 2220– 2231.
- Nakaoka H., Gailard C., Ibi T., Sasae Y. and Sasaki Y. 2008. Effectiveness of adjusting for heterogeneity of variance in genetic evaluation of Japanese Black cattle. *Animal Science Journal*, 79: 645–654.
- Nikolaou M., Kominakis A. P., Rogdakis E. and Zampitis S. 2004. Effect of mean and variance heterogeneity on genetic evaluations of Lesbos dairy sheep. *Livestock Production Science*, 88: 107-115.
- Robert-Granie C., Bonati B., Boichard D. and Barbat A. 1999. Accounting for variance heterogeneity in French dairy cattle genetic evaluation. *Livestock Production Science*, 60: 343-357.
- SAS Institute. 2009. User's Guide: Statistics, Version 9.1 Edition. SAS Inst., Inc., Cary, NC.
- Strabel T., Jankowski T. and Jamrozik J. 2006. Adjustments for heterogeneous herd-year variances in a random regression model for genetic evaluations of Polish Black-and-White cattle. *Journal of Applied Genetics*, 47: 125-130.
- Szydowski M. and Szwaczkowski T. 1993. The effect of grouping herds according to production level on the heritability of milk traits in cattle. *Animal Science Papers and Reports*, 11: 295–300.
- Urioste J. I., Gianola D., Rekaya R., Fikse W. F. and Weigel K. A. 2001. Evaluation of extent and amount of heterogeneous variance for milk yield in Uruguayan Holsteins. *Journal of Animal Science*, 72: 259-268.
- Van Vleck L. D. 1987. Selection when traits have different genetic and phenotypic variances in different environments. *Journal of Dairy Science*, 70: 337-344.
- Varkoohi S., Mehrabani-Yeganeh H., Miraei-Ashtiani S. R. and Ghavi Hossein-Zadeh N. 2007. Heterogeneity of variance for milk traits at climatical regions in Holstein dairy cattle in Iran and the best methods for data transformation. *Pakistan Journal of Biological Science*, 10(9): 1556-1558.
- Vinson W. E. 1987. Potential bias in genetic evaluations from differences in variation within herds. *Journal of Dairy Science*, 70(11): 2450-2455.
- Visscher P. M., Thompson R. and Hill W. G. 1991. Estimation of genetic and environmental variances for fat yield in individual herds and an investigation into heterogeneity of variance between herds. *Livestock Production Science*, 28: 273.
- Weigel K. A. and Gianola D. 1993. A computationally simple Bayesian method for estimation of heterogeneous variances. *Journal of Dairy Science*, 76: 1455-1465.
- Winkelman A. and Schaeffer L. R. 1988. Effect of heterogeneity on dairy sire evaluation. *Journal of Dairy Science*, 71: 3032-3039.

## Effects of homogeneity and heterogeneity of variance components in different levels of herd-year size on genetic parameters for milk yield of Iranian Holsteins

J. Ehsaninia<sup>1</sup>, N. Ghavi Hosseinzadeh<sup>2\*</sup>, A. A. Shadparvar<sup>3</sup>

1. PhD Student, Department of Animal Sciences, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran  
2. Associate Professor, Department of Animal Sciences, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran  
3. Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran

(Received: 18-5-2015 – Accepted: 24-11-2015)

### Abstract

This study was conducted to investigate the homogeneity of variance components for milk yield (MY) and to assess the effects of different data transformation methods on the ranking of elite animals in Iranian Holstein cows. Data sets included 245192 records for 1<sup>st</sup> lactation period, 202078 records for 2<sup>nd</sup> lactation and 147253 records for 3<sup>rd</sup> lactation collected from 1983 to 2014 by the Animal Breeding Center and promotion of Animal Products of Iran. Records were classified into three different groups based on herd-year size. Four different data transformation methods including Logarithmic, Arc sin, Square root and Box-Cox were applied and the data were tested for heterogeneity of variance before and after using Bartlett's test. The results indicated the heterogeneity of variance in all three groups ( $P < 0.01$ ) before transformation. Yet, data transformation did not result in homogeneity of variance across the herd size classes. The Square root and Box-Cox transformation methods decreased the heterogeneity of variance components in the first lactation period while other methods had no effect in adjusting the heterogeneity of any groups. Heritability and estimated breeding values (EBVs) were obtained for non-transformed data using different methods based on animal model using VCE program. Heritability varied from 0.142 to 0.184 in single trait analysis and 0.143 to 0.221 in multi trait analysis. Some re-ranking of animals occurred after data transformation, but the Box-Cox method had a small effect on overall rankings and Spearman's rank correlations of animals. The applied transformation caused a substantial re-ranking of EBVs of elite sire and dams considering herd size. Data transformation for adjusting heterogeneity of variance caused different proportions of top sires and dams to be excluded from lists when compared to the homogenous variance scenario. Therefore, to increase the accuracy of the evaluation and selection efficiency of milk yield, when evaluating the genetic of Holstein cows it is necessary to consider heterogeneity of variance.

**Keywords:** Genetic parameters, Data transformation, Milk yield, Holstein cow, Heterogeneity of variance

\*Corresponding author: nhosseinzadeh@guilan.ac.ir