Archive of SID

Iranian Journal of Animal Science
Vol 48, No 2, Summer 2017 (297-304)
DOI: 10.22059/ijas.2017.237238.653542

علوم دامی ایران
دورهٔ ۴۸، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۶ (ص ۳۰۴-۲۹۷)

برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی زنده‌مانی در بزغاله‌های کرکی راینی با استفاده از دو مدل خطی و ویبال

فاطمه محمدی‌نژاد[۱]، محمدرضا محمدآبادی[۲*] و ارسلان برازنده[۳]
۱ و ۲. دانشجوی کارشناسی ارشد و استاد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان
۳. استادیار، بخش علوم دامی، دانشگاه جیرفت
(تاریخ دریافت: ۱۳۹٦/٤/۲۰ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹٦/٦/۲۲)

چکیده

در این پژوهش از رکوردهای زنده‌مانی شمار ۳۰۵۵ رأس بزغاله، مربوط به گلهٔ ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد بز کرکی راینی واقع در شهرستان بافت، گردآوری‌شده طی سال‌های ۱۳۸٦-۱۳۷۲ استفاده شد. داده‌ها با مدل‌های خطی و نسبت خطر با تابع ویبال تجزیه شدند. این مدل‌ها شامل اثرگذاری‌های عامل‌های ثابت سال، ماه تولد، جنس، نوع تولد، سن مادر و متغیر کمکی وزن تولد به‌صورت درجه دوم و اثرگذاری‌های تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیط دائمی مادری و باقی‌مانده بودند. فراسنجه‌های ژنتیکی از روش بیشینه درستنمایی محدودشده با و بدون اثرگذاری‌های مادری و مدل پدری برآورد شد. وراثت‌پذیری مستقیم میزان زنده‌مانی ناشی از مدل‌های مختلف خطی در حد پایین (۰/۰۱ تا ۰/۰٦) برآورد شد. وراثت‌پذیری‌های مستقیم در مقیاس لگاریتمی، مقیـاس اولیه و وراثت‌پذیری مؤثر نسبت خطر به‌دست‌آمده از مدل پدری و دارای تابع ویبال در مقایسه با مدل خطی، بیشتر و در حد متوسط تا بالا (۰/۱۷ تا ۰/۷۰) بودند. برآوردهای میانگین بیانگر این است که عامل‌های مختلف ژنتیکی و غیر ژنتیکی بر زنده‌مانی تأثیرگذار است. لذا، برای بهبود این صفات می‌بایست در کنار شرایط مدیریتی مطلوب، اصلاح ژنتیکی نیز انجام گیرد.

واژه‌های کلیدی: بز کرکی راینی، زنده‌مانی، وراثت‌پذیری.

Estimating genetic parameters of kid survival in Raini Cashmere goat using linear and Weibul models

Fatemeh Mohammadinejad[1], Mohammad Reza Mohammadabadi[2*] and Arsalan Barazandeh[3]
1, 2. M.Sc. Student and Professor, Faculty of Agriculture, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran
3. Assistant Professor, University of Jiroft, Jiroft, Iran
(Received: Jul. 11, 2017 - Accepted: Sep. 13, 2017)

ABSTRACT

In this study, the records of survival of 3056 kids related to the breeding station of Raini Cashmere goat were used during years 1993-2004. These records were collected in Raein Breeding station located in the Baft city, Kerman province, Iran. The data were analyzed using linear and hazard ratio models with Weibul function. These models included fixed factors such as year and month of birth, sex, type, age of dam and birth weight as quadratic covariate, and direct additive genetic, maternal additive genetic, maternal permanent environmental and residual random effects. Genetic parameters were estimated using restricted maximum likelihood procedure and different animal models contained with and without maternal and common environmental effects and sire model. The direct heritability of length of life and survival rate estimated from different linear models was low (0.01 to 0.06). The estimates of heritability in logarithmic scale, original scale and effective heritability obtained from sire and animal models with Weibull function were medium to high (0.17 to 0.70) and higher than analogous values estimated by different linear models. Medium estimates show that genetic and non-genetic factors affect survival. Hence, to improve these traits, selecting beside suitable management are necessary.

Keywords: Heritability, Raini Cashmere goat, survival.

* Corresponding author E-mail: mmohammadabadi@yahoo.ca; mrm@uk.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

زنده‌مانی یکی از صفات مهم اقتصادی است و از مهم‌ترین سازه‌های مؤثر بر درآمدزایی گله‌ها به شمار می‌آید (Almasi *et al*., 2016). زنده‌مانی صفتی مرکب بوده و تحت تأثیر ظرفیت ژنتیکی، توانایی مادری و عامل‌های مدیریتی، محیطی و تغذیه‌ای قرار دارد (Sisakhti *et al*., 2009). هرچند زنده‌مانی اهمیت اقتصادی فراوانی دارد، اما در بررسی‌های انجام‌گرفته روی دام‌های ایران کمتر به آن توجه شده است. بنابراین، به‌منظور واردکردن صفت زنده‌مانی در برنامه‌های اصلاح نژاد و بهبود ژنتیکی آن، شناسایی سازه‌های محیطی و برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی این صفت مورد نیاز است (Sisakhti *et al*., 2009). میزان مرگ‌ومیر پس از تولد در هر نژاد به دلایلی مانند بهداشت، ناهنجاری‌های ژنتیکی، نوع نظام پرورش، مدیریت و غیره تا حدودی پرهیزناپذیر است و میزان آن در نژادهای مختلف متفاوت است (Mandal *et al*., 2004). وراثت‌پذیری صفت مرگ‌ومیر بزغاله‌های نژاد مرخز با مدل‌های حیوانی و پدری تعدیل‌شده و آستانه‌ای به ترتیب ۰/۴۱، ۰/۳۲ و ۰/۲۹ گزارش شد (Rashidi *et al*., 2011). با توجه به تأثیرپذیری صفت زنده‌مانی از عامل‌های ژنتیکی و غیر ژنتیکی، می‌توان با مشخص کردن سهم هر یک از عامل‌های مرگ‌ومیر را کاهش و بهره‌وری را افزایش داد (Riggio *et al*., 2008). در بررسی سه صفت روی گوسفند دجالونک در کشور غنا، مشخص شد که این صفات با توجه به بیشینه سود و ارزش اقتصادی در هدف‌های اصلاح نژادی به ترتیب اهمیت عبارت بودند از زنده‌مانی (بقا)، تولیدمثل و رشد، همچنین میزان بقا از تولد تا شیرگیری در این گوسفند ۰/۸۸ بود (Annor *et al*., 2007). در ایران، ازآنجایی‌که گرایش بیشتر دامداران به سمت تولید گوشت بیشتر است، به صفات رشد بیشتر توجه شده و به‌عنوان مهم‌ترین صفات شناخته می‌شود، درحالی‌که به نظر می‌رسد، مهم‌ترین صفت همانند کشور غنا، در ایران نیز، بقاء باشد. باوجود اینکه صفات بقا وراثت‌پذیری پایینی دارند، اما استفاده از رکوردهای مربوط به آن‌ها در ارزیابی، منجر به بهبود در انتخاب بهترین‌ها می‌شود. با توجه به این موضوع برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی این صفات برای برآورد ارزش اصلاحی دام و استفاده در برنامه‌های اصلاح نژادی به‌منظور بیشتر کردن بهبود ژنتیکی لازم است (Shiry *et al*., 2015). مدل‌سازی بقا به‌عنوان یک متغیر وابسته به زمان بهتر می‌تواند با تجزیه‌وتحلیل داده‌های بقا شناخته شود. زیرا می‌توان از رکوردهای سانسورشده و غیر سانسورشده از دام‌هایی که پیش از تکمیل دورهٔ بررسی انتخاب شده‌اند استفاده کرد (Abdelqader *et al*., 2012; van Pelt *et al*., 2016). حدود ۳۰ میلیون راس بز کرکی در سراسر جهان وجود دارد که ۴/۵ تا ۵ میلیون راس از آن‌ها (حدود ۱۶ درصد بزهای جهان) در ایران پرورش داده می‌شوند (Baghizadeh *et al*., 2009). در نظام پرورش بز کرکی راینی، صفات رشد ارزش اقتصادی بالایی در هدف‌های اصلاح نژادی دارند (Barazandeh *et al*., 2012). در چند دههٔ اخیر، برنامهٔ ملی اصلاح نژاد بز روی این نژاد اجرا شده است، ولی منجر به پیشرفت زیادی در سوددهی اقتصادی آن نشده است. یکی از چند دلیل این نقص نبود معرفی و ایجاد یک شاخص انتخاب اقتصادی صفات پایه و مؤثر در برنامه اصلاح نژادی است (Barazandeh *et al*., 2012). با توجه به تولیدات مهم و راهبردی (استراتژیک) بز در جهان، صنعت پرورش بز اهمیت خاصی دارد (Shamsalddini *et al*., 2016). در میان پژوهشگران درزمینهٔ استفاده از مدل مناسب برای تجزیهٔ صفات زنده‌مانی اختلاف‌نظرهایی وجود دارد و هر یک مدل‌های خاصی را پیشنهاد داده‌اند. اگرچه پژوهش‌های زیادی روی بزهای کرکی راینی انجام شده است (Askari *et al*., 2008; Askari *et al*., 2009; Mohammadabadi *et al*., 2009; Alinaghizadeh *et al*., 2010; Askari *et al*., 2010; Hassani *et al*., 2010; Askari *et al*., 2011; Mohammadabadi, 2012; Moghadaszadeh *et al*., 2015; Tohidi nezhad *et al*., 2015; Shamsalddini *et al*., 2016)، ولی تاکنون فراسنجه‌های ژنتیکی زنده‌مانی بزغاله‌های کرکی راینی تا یک‌سالگی با استفاده از مدل‌های خطی و ویبال برآورد نشده است. لذا، نظر به اهمیت صفات زنده‌مانی هدف از انجام این

www.SID.ir

Archive of SID

پژوهش برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی زنده‌مانی بزغاله‌های کرکی راینی تا یک‌سالگی با استفاده از مدل‌های خطی و ویبال بود.

مواد و روش‌ها

در این بررسی از رکوردهای زنـده‌مـانی شمار ۳۰۵۵ راس بزغاله (ناشی از ۲۰۱راس بز نر و ۱۳۰۹ راس بز ماده)، مربوط به گلهٔ ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد بز کرکی راینی واقع در شهرستان بافت، گردآوری‌شده طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۲ استفاده شد. گله در این ایستگاه در نظام نیمه متحرک و روستایی نگه‌داری می‌شد و در طول روز اجازهٔ چریدن روی مراتع داده می‌شد و در شب به جایگاه برده می‌شدند. در طول زمستان گله به‌صورت دستی با یونجه، کاه گندم و جو تغذیه می‌شدند. فصل جفت‌گیری از اواسط ماه مرداد تا اواسط ماه شهریور بود. در نتیجه، فصل تولد بزغاله‌ها از اواسط ماه بهمن تا اواسط فروردین بود. گوش بزغاله‌ها نشانه‌گذاری و بی‌درنگ پس از زایش توزین می‌شدند. میانگین سن از شیرگیری ۹۰ روزگی بود. بزغاله‌های نر و ماده پس از شیرگیری از هم جدا می‌شدند. صفات مورد بررسی شامل بقای تجمعی از تولد تا یک‌سالگی به‌صورت ماهانه بود. در این بررسی افزون بر سن بزغاله برای زنده‌مانی در هر دورهٔ ماهیانه، یک کد به نام کد سانسور (صفر یا یک) به هر بزغاله داده شد (یعنی هر رکورد زنده‌مانی برای هر بزغاله شامل دو ستون، سن در حین حذف و کد سانسور بود). سن بزغاله (طول عمر) در زمان حذف با کم کردن تاریخ تولد از تاریخ حذف محاسبه شد.

مؤلفه‌های (کو) واریانس صفات باینری با استفاده از روش بیشینه درستنمایی محدودشده و بر پایهٔ مدل دامی با نرم‌افزار WOMBAT (Meyer, 2007) تجزیه شد. با افزودن و حذف اثرگذاری‌های مادری مدل های مختلف برازش شد. با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی مناسب‌ترین مدل برای برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس تعیین شد. فرم ماتریسی سه مدل دامی معنی‌دار برای صفات مورد بررسی به‌صورت زیر بود.

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_a a} + \mathbf{Z_m m} + \mathbf{e} \qquad (۱)$$
COV(a,m)=0

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_a a} + \mathbf{Z_m m} + \mathbf{Wpe} + \mathbf{e} \qquad (۲)$$
COV(a,m)=0

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_a a} + \mathbf{Z_m m} + \mathbf{Wpe} + \mathbf{e} \qquad (۳)$$
COV(a,m)≠0

در این مدل‌ها $\mathbf{y}$ بردار مشاهده‌های مربوط به هر صفت، b، a، m، pe و e به‌ترتیب بردار اثرگذاری عامل‌های ثابت (جنس بزغاله، نوع تولد، ماه تولد، سال تولد)، اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مادری، اثرگذاری محیطی دائمی مادری و اثرگذاری باقیمانده هستند. همچنین X، Z_a، Z_m و W ماتریس‌های طرح هستند که به ترتیب اثرگذاری عامل‌های ثابت، ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری را به مشاهده‌ها ربط می‌دهند.

برای برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی میزان زنده‌مانی با استفاده از مدل ویبال از مدل پدری (۴) (Ducrocq & Solkner, 2000) با نرم‌افزار matvec (Wang *et al*., 2002) استفاده شد.

$$h(t;\mathbf{X},\mathbf{Z}) = h_0(t) \times \exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Zs}) \qquad (۴)$$

که در آن $h(t;\mathbf{X},\mathbf{Z})$ تابع خطر هر دام در زمان t؛ $h_0(t)$ تابع خطر پایه؛ $\mathbf{s}$ بردار اثرگذاری ژنتیکی افزایشی بین پدران با توزیع نرمال چندمتغیره $\mathbf{s} \approx N(0, \mathbf{A}\sigma_s^2)$، که $\mathbf{A}$ ماتریس روابط ژنتیکی افزایشی بین پدران؛ σ_s^2 واریانس ژنتیکی افزایشی بین پدران؛ $\mathbf{X}$ و $\mathbf{Z}$ ماتریس طرح هستند. میزان وراثت‌پذیری بر پایهٔ مقیاس لگاریتم ($h^2_{\log}$) برای مدل پدری ویبال به‌صورت زیر برآورد شد (Yazdi *et al*., 2002).

$$h^2_{\log} = \frac{4 \times \sigma_s^2}{\left[\sigma_s^2 + \frac{\pi^2}{\sigma}\right]} \qquad (۵)$$

برای تبدیل وراثت‌پذیری از مقیاس لگاریتمی به مقیاس پایهٔ اولیه نیز از رابطهٔ زیر استفاده شد (Yazdi *et al*., 2002).

$$h^2_{ori} = \left(\exp\left(\nu/\rho\right)^{-2}\right) h^2_{\log} \qquad (۶)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن ν میزان ثابت (ν=۰/۵۷۷۲) است و ρ نیز فراسنجهٔ شکل توزیع ویبال پایه است.

روش دیگری که برای برآورد وراثت‌پذیری بر پایهٔ مقیاس اولیه پیشنهاد شد و به فراسنجه‌های تابع ویبال نیز وابسته نیست، استفاده از رابطهٔ زیر است که به‌عنوان وراثت‌پذیری مؤثر (h^2_{eff}) نامیده شده است (Yazdi *et al.*, 2002). با توجه به اینکه میزان فراسنجهٔ شکل تابع بین ۱ و ۲ است، اگر به ۲ نزدیک باشد، برآورد وراثت‌پذیری از هر دو رابطه تا حدودی یکسان خواهد شد.

$$h^2_{eff} = \frac{4\times\sigma_s^2}{\left[\sigma_s^2+1\right]} \qquad (۷)$$

نتایج و بحث

میانگین طول عمر و نرخ زنده‌مانی تجمعی ماهانه تا سن یک‌سالگی در جدول ۱ نمایش داده شده است. میانگین کل طول عمر و نرخ زنده‌مانی تجمعی تا سن یک‌سالگی بزغاله‌ها به ترتیب ۳۱۰/۲۳ روز و ۷۷/۹۱ درصد بود که در دامنهٔ برآورد شده برای دیگر نژادها قرار داشت (Mandal *et al.*, 2007; Sawalha *et al.*, 2007; Barazandeh *et al.*, 2012; Vatankhah *et al.*, 2016; Abdelqader *et al.*, 2017).

جدول ۱. میانگین و خطای میانگین طول عمر و نرخ زنده‌مانی در بزغاله‌های راینی

Table 1. Overall mean and SE of longevity and survival rate in Raini kids

Birth to	longevity (Days)		Survival rate (%)	
	Mean	SE	Mean	SE
1 mo	28.51	0.10	92.96	0.25
2 mo	56.10	0.24	91.03	0.28
3 mo	83.09	0.39	88.58	0.32
4 mo	109.12	0.55	85.37	0.35
5 mo	134.58	0.72	84.52	0.36
6 mo	159.83	0.90	83.74	0.37
7 mo	184.85	1.08	82.87	0.38
8 mo	209.51	1.28	81.64	0.39
9 mo	234.00	1.47	81.58	0.39
10 mo	258.43	1.67	81.25	0.39
11 mo	282.71	1.87	80.07	0.40
12 mo	310.23	2.10	77.91	0.42

برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی میزان زنده‌مانی با استفاده از مدل های مختلف در حد پایین و در دامنهٔ ۰/۰۱ تا ۰/۰۶ بود (جدول ۲). وراثت‌پذیری‌های برآوردشده با استفاده از مدل ۱ و ۲ نزدیک به یکسان، ولی با مدل ۳ یکسان نبودند. در مدل‌های ۲ و ۳ بخش بیشتری از اثرگذاری مادری به مؤلفهٔ نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس پدیدگانی (فنوتیپی) تعلق گرفته بود (جدول ۲). با مقایسه‌ای که با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی بین مدل‌ها انجام گرفت، برای صفت زنده‌مانی از یک‌ماهگی تا هفت‌ماهگی مدل ۳، که شامل اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی دائمی مادری و کواریانس بین اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری مناسب (P <۰/۰۵)، برای هشت‌ماهگی مدل ۲ شامل اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مادری و محیط دائمی مادری مناسب (P<۰/۰۵) و برای دیگر صفات مدل ۱ شامل اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرگذاری ژنتیکی افزایشی مادری (P<۰/۰۵) به‌عنوان مدل مناسب انتخاب شدند. پایین بودن برآوردهای وراثت‌پذیری صفات مورد بررسی را می‌توان به کوچک بودن واریانس ژنتیکی افزایشی، تأثیر عمدهٔ عامل‌های غیرژنتیکی و همچنین ماهیت آستانه‌ای این صفات نسبت داد. بررسی‌های پیشین نشان داده، متوسط وزنی وراثت‌پذیری میزان زنده‌مانی در جمع‌بندی شمار ۲۴ بررسی ۰/۰۴ گزارش شده است (Fogarty, 1995)، که وراثت‌پذیری‌های به‌دست‌آمده از این بررسی هم در این دامنه قرار دارند. با بررسی شمار ۱۶ گزارش، پژوهشگران دامنهٔ برآورد وراثت‌پذیری مستقیم میزان زنده‌مانی در بره‌ها را از ۰،۰۰ تا ۰/۱۱ به دست آوردند (Safari *et al.*, 2005)، که برابر با یافته‌های به‌دست‌آمده از این بررسی است. در گوسفند کرمانی وراثت‌پذیری صفات زنده‌مانی در دامنهٔ ۰/۰۴ تا ۰/۰۹ برآورد (Barazandeh *et al.*, 2012) و در گوسفند لری-بختیاری وراثت‌پذیری در دامنهٔ ۰/۰۴ تا ۰/۰۸ برآورد شده (Vatankhah *et al.*, 2016) که با نتایج این پژوهش همخوانی دارد. برآوردهای پایین برای وراثت‌پذیری صفات مورد بررسی بیانگر آن است که صفات زنده‌مانی صفات پیچیده‌ای بوده و عامل‌های زیادی در مرگ‌ومیر دخیل هستند (Riggio *et al.*, 2008). با توجه به وراثت‌پذیری پایین این صفات بر پایهٔ مدل های خطی

www.SID.ir

Archive of SID

حیوانی انتخاب مستقیم و درون گله منجر به پیشرفت ژنتیکی محسوس نخواهد شد.

مؤلفهٔ واریانس ژنتیکی بین پدرها، وراثت‌پذیری در مقیاس لگاریتمی، وراثت‌پذیری در مقیاس اولیه و وراثت‌پذیری مؤثر به‌دست‌آمده از تجزیه با مدل پدری با افزایش سن بزغاله‌ها افزایش‌یافته در سن ۵ ماهگی به بیشترین میزان خود رسیده، در سن ۶ تا ۱۰ ماهگی نوسان‌های جزئی و در سن ۱۱ تا ۱۲ ماهگی دوباره اندکی کاهش یافته است (جدول ۳). شاید بتوان علت نوسان‌های جزئی واریانس ژنتیکی بین پدرها و میزان وراثت‌پذیری پس از سن ۵ ماهگی را به حذف شماری بزغاله‌ها پس از سن ۵ ماهگی به لحاظ مازادپرواری و داشتی نسبت داد. میزان وراثت‌پذیری به‌دست‌آمده از مدل پدری، در مقیاس لگاریتمی از کم تا متوسط (۰/۱۴ تا ۰/۴۰)، در مقیاس اولیه از متوسط به بالا (۰/۲۵ تا ۰/۷۰) و وراثت‌پذیری مؤثر نیز در حد متوسط برآورد شده است (جدول ۳). در بررسی Riggio *et al.* (2008) روی بره‌های سیه چهره، نشان داده شد که با افزایش سن میزان وراثت‌پذیری‌های برآورد شده کاهش نشان می‌دهد که نتایج این بررسی با آن همخوانی دارد. مؤلفهٔ واریانس پدری برای دوره‌های مختلف در بررسی Southey *et al.* (2001) روی جمعیتی از بره‌های نر در ایالات‌متحده آمریکا با استفاده از مدل ویبال از ۰/۰۶۹ تا ۰/۱۳ برآورد شد و میزان ضریب وراثت‌پذیری در مقیاس لگاریتمی را از ۰/۱۵ تا ۰/۲۱ گزارش کردند، در این تحقیق میزان آن کمی بالاتر است. با توجه به اینکه برآورد وراثت‌پذیری در مقیاس لگاریتمی بایستی به مقیاس اولیه برگردانده شود، و در این تبدیل نیاز به فراسنجهٔ شکل تابع ویبال است، در نتایج بررسی‌های برخی از پژوهشگران گزارش شده است که برآورد وراثت‌پذیری مؤثر زنـه‌مانی به لحاظ وابسته نبودن به فراسنجهٔ شکل تابع ویبال بهتر از برآورد در مقیاس لگاریتمی و سپس تبدیل آن است و با توجه به اینکه میزان فراسنجهٔ شکل تابع ویبال به‌طورمعمول ۱ تا ۲ است، هرچه میزان این فراسنجه به ۲ نزدیک‌تر باشد، برآوردهای وراثت‌پذیری در مقیاس لگاریتمی بیشتر با وراثت‌پذیری مؤثر هماهنگی خواهد داشت (Yazdi *et al.*, 2002). در نتایج پژوهشی Vatankhah (2013) برآوردی از میزان وراثت‌پذیری بقای بره‌های لری- بختیاری از مدل پدری در مقیاس لگاریتمی، مقیاس اصلی و وراثت‌پذیری مؤثر به ترتیب از میزان کم تا متوسط (۰/۱۷-۰/۲۵) و متوسط تا بالا (۰/۳۵-۰/۵۵) و متوسط (۰/۲۷-۰/۳۹) تعیین کرد که کمتر از نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق هستند. برآورد وراثت‌پذیری از بقای بره از تولد تا از شیرگیری (مدل ویبال پدری) گزارش شده توسط Barazandeh *et al.* (2012) در محدودهٔ ۰/۲۳ تا ۰/۲۹ و کمتر از ارزیابی‌های به‌دست‌آمده از این تحقیق است. ارزیابی از وراثت‌پذیری میزان زنده‌مانی از تولد تا یک‌سالگی از مدل ویبال در بره‌های اسکاتلند متوسط و از ۰/۱۸ تا ۰/۳۳ متفاوت بود (Sawalha *et al.*, 2007) و کمتر ازآنچه بود که در این تحقیق برازش شده است. هرچند برآورد وراثت‌پذیری برای صفت بقا و مرگ‌ومیر کم است، با این حال ممکن است بتوان پیشرفت ژنتیکی را با انتخاب بره‌هایی دارای ارزش اصلاحی بالاتر برای زنده‌مانی افزایش داد (Everett-Hincks, 2014).

جدول ۲. برآوردهای فراسنجه‌های ژنتیکی (درصد) میزان زنده‌مانی تجمعی بزغاله‌ها از تولد تا سن یک‌سالگی به‌دست‌آمده از مدل خطی

Table 2. Genetic parameter estimates for Raini Cashmere kids survival from birth to 12 months of age using linear model

Survival to	Model 1			Model 2				Model 3				
	h_a^2	h_m^2	Log L	h_a^2	h_m^2	pe^2	Log L	h_a^2	h_m^2	pe^2	Corr (a,m)	Log L
1 mo	0.05	0.02	2917	0.06	0.02	0.15	2913	0.03	0.03	0.18	0.63	2901
2 mo	0.04	0.02	2676	0.04	0.02	0.12	2674	0.02	0.05	0.17	0.83	2653
3 mo	0.01	0.01	2452	0.01	0.01	0.05	2450	0.02	0.03	0.18	0.81	2409
4 mo	0.01	0.01	2272	0.01	0.01	0.08	2264	0.01	0.02	0.14	0.65	2234
5 mo	0.01	0.01	2262	0.01	0.01	0.05	2256	0.01	0.02	0.07	0.72	2243
6 mo	0.01	0.01	2237	0.01	0.01	0.06	2231	0.01	0.02	0.09	0.50	2222
7 mo	0.01	0.01	2123	0.01	0.01	0.07	2118	0.01	0.01	0.13	0.55	2085
8 mo	0.01	0.01	1991	0.01	0.01	0.04	1989	0.01	0.02	0.04	-0.59	1989
9 mo	0.01	0.01	1989	0.01	0.01	0.03	1987	0.01	0.02	0.03	-0.68	1988
10 mo	0.01	0.01	1961	0.01	0.01	0.03	1960	0.01	0.02	0.03	-0.77	1959
11 mo	0.01	0.01	1944	0.01	0.01	0.03	1943	0.01	0.02	0.03	-0.75	1943
12 mo	0.01	0.02	1956	0.01	0.01	0.04	1956	0.01	0.02	0.06	-0.76	1955

h_a^2: Direct heritability, pe^2: maternal permanent environmental variance as proportion of phenotypic variance, h_m^2: maternal heritability, Corr(a,m): correlation between direct genetic effect and maternal additive genetic effect; log L: loharithm likelihood.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. برآورد مؤلفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی زنده‌مانی تجمعی با استفاده از مدل پدری ویبال

Table 3. Estimates of variance components and heritabilities obtained from Weibul sire model

Survival analysis to	Sire models			
	σ_S^2	h^2_{log}	h^2_{ori}	h^2_{eff}
1 month	0.061	0.14	0.25	0.23
2 month	0.071	0.17	0.30	0.27
3 month	0.082	0.19	0.34	0.30
4 month	0.123	0.28	0.49	0.44
5 month	0.181	0.40	0.70	0.61
6 month	0.143	0.32	0.57	0.50
7 month	0.150	0.33	0.60	0.52
8 month	0.100	0.23	0.41	0.37
9 month	0.099	0.23	0.40	0.36
10 month	0.109	0.24	0.44	0.39
11 month	0.113	0.26	0.46	0.41
12 month	0.089	0.21	0.37	0.33

σ_S^2: Sire variance, h^2_{log}: Heritability on the logarithmic scale, h^2_{ori}: Heritability on the original scale, h^2_{eff}: Effective Heritability.

برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی صفت زنده‌مانی با استفاده از مدل‌های خطی و تجزیهٔ زنده‌مانی با تابع ویبال، به‌کلی متفاوت برآورد شد به‌طوری‌که میانگین برآورد وراثت‌پذیری مستقیم ناشی از تجزیه با مدل‌های مختلف خطی در حد بسیار کم (دامنهٔ ۰/۰۱ تا ۰/۰۶) و برآوردهای متناظر با استفاده از مدل‌های مختلف تابع ویبال در حد متوسط (۰/۱۴ تا ۰/۷۰) داشتند. در اغلب بررسی‌های پیشین نیز مؤلفه‌های واریانس برآورد شده برای میزان زنده‌مانی با استفاده از مدل‌های خطی کوچک‌تر از برآوردها با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای، لجستیک یا تجزیهٔ زنده‌مانی است Sawalha, *et al*., 2007; Southey *et al*., 2001;) Matos *et al*., 2000) که نتایج این بررسی با آن‌ها همخوانی دارد.

نتیجه‌گیری کلی

وراثت‌پذیری مستقیم به‌دست‌آمده از تجزیه با مدل‌های مختلف خطی در دامنهٔ ۰/۰۱ تا ۰/۰۶ برآورد شد ولی برآوردهای متناظر با استفاده از مدل‌های مختلف دارای تابع ویبال در دامنهٔ ۰/۱۴ تا ۰/۷۰بودند. بنابراین نتیجهٔ تجزیهٔ زنده‌مانی با استفاده از مدل‌های خطی این است که سرعت پاسخ به انتخاب ژنتیکی برای بهبود صفت زنده‌مانی بسیار آهسته خواهد بود و بیشتر بایستی به بهبود عامل‌های غیرژنتیکی و انتخاب غیرمستقیم از راه صفاتی که همبستگی بالایی با صفات زنده‌مانی دارند و همچنین استفاده از تنوع بین نژادها توجه کرد، درحالی‌که نتیجه‌گیری ناشی از تجزیهٔ زنده‌مانی با استفاده از مدل‌های دارای تابع ویبال این است که سرعت پاسخ به انتخاب ژنتیکی برای افزایش زنده‌مانی ممکن است بیشتر باشد و برای ارتقاء میزان زنده‌مانی، می‌توان افزون بر بهبود عامل‌های غیرژنتیکی به انتخاب درون نژاد نیز توجه کرد. البته شاید بهترین راهکار شناسایی صفات دارای وراثت‌پذیری بالا که همبستگی ژنتیکی بالایی با صفات زنده‌مانی دارند و انتخاب غیرمستقیم بر پایهٔ آن‌ها باشد.

REFERENCES

1. Abdelqader, A., Irshaid, R., Tabbaa, M.J., Abuajamieh, M., Titi, H. & Al-Fataftah, A.-R. (2017). Factors influencing Awassi lambs survivorship under fields conditions. *Livestock Science*, 199, 1-6.
2. Abdelqader, A., Al Yacoub, A. & Gauly, M. (2012). Factors influencing productive longevity of Awassi and Najdi ewes in intensive production systems at arid regions. *Small Ruminant Research*, 104, 37-44.
3. Alinaghizadeh, R., Mohammadabadi, M. R. & Zakizadeh, S. (2010). Exon 2 of BMP15 gene polymorphismin Jabal Barez Red Goat. *Journal of Agricultural Biotechnology*, 2 (1), 69-80. (in Farsi)
4. Almasi, M., Rashidi, A., Razm Kabir, M. & Ghulam Babayan M. M. (2016). The effect of some genetic and non-genetic mechanisms on Zandmani on Baluchi, Iranbalk and Zandi sheep breeds *Iranian Journal of Animal Science*, 1-5. (in Farsi)
5. Annor, S. Y., Djang-Fordjour, K. T. & Gyamfi, K. A. (2007). Is growth rate more important than survival and reproduction in sheep farming in Ghana?. *Journal Science and Technology*, 27(3), 23-38.
6. Askari, N., Baghizadeh, A. & Mohammadabadi, M. R. (2008). Analysis of the genetic structure of Iranian indigenous Raeni Cashmere goat populations using microsatellite markers. *Biotechnology*, 2(3), 1-4.
7. Askari, N., Baghizadeh, A. & Mohammadabadi, M. R. (2010). Study of genetic diversity in four populations of Raeini Cashmere goat using ISSR markers. *Modern Genetics Journal*, 5(2), 49-56. (in Farsi)
8. Askari, N., Mohammadabadi, M. R. & Baghizadeh, A. (2011). ISSR markers for assessing DNA polymorphism and genetic characterization of cattle, goat and sheep populations. *Iranian Journal of Biotechnology*, 9(3), 222-229.

www.SID.ir

Archive of SID

9. Askari, N., Mohammadabadi, M. R., Beygi Nassiry, M. T., Baghizadeh, A. and Fayazi, J. (2009). Study of Genetic Diversity of Raeini Cashmere Goat Based on Microsatellite Markers. *Journal of Agricultural Science*, 18 (4), 155-161 (In Farsi).
10. Baghizadeh, A., Bahaaddini, M., Mohamadabadi, M. R. & Askari, N. (2009). Allelic Variations in Exon 2 of Caprine MHC Class II DRB3 Gene in Raeini Cashmere Goat. *American-Eurasian Journal of Agricultural and Environmental Science*, 6(4), 454-459.
11. Barazandeh, A., Moghbeli, S. M., Vatankhah, M. & Mohammadabadi M. R. (2012). Estimating non-genetic and genetic parameters of pre-weaning growth traits in Raini Cashmere goat. *Tropical Animal Health and Production*, 44(4), 811-817.
12. Ducrocq, V. & Solkner, J. (2000). The survival kit v3.12 user's manual. http://www.boku.ac.at/nuwi/popgen.
13. Everett-Hincks, J. M., Mathias-Davis, H. C., Greer, G. J., Auvray, B. A. & Dodds, K. G. (2014). Genetic parameters for lamb birth weight, survival and death risk traits1. *Journal of Animal Science*, 92(7), 2885.
14. Fogarty, N. M. (1995). Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep. A review. *Animal Breeding Abstract*, 63(3), 101-143.
15. Hassani, M. N., Asadi Fozi, M., Esmailizadeh, A. K. and Mohammadabadi, M. R. (2010). A genetic analysis of growth traits in Raieni Cashmere goat using multivariate animal model. *Iranian Journal of Animal Science*, 41(4), 323-329. (in Farsi).
16. Mandal, A., Prasad, H., Kumar, A., Roy, R. & Sharma, N. (2007). Factors associated with lamb mortalities in Muzaffarnagari sheep. *Small Ruminant Research*, 71, 273-279.
17. Mandal, A., Pant, K. P., Rout, P. K. & Roy, R. (2004). Effects of inbreeding on lamb survival in a flock of Muzaffarnagari sheep. *Journal of Animal Science*, 17(5), 594-597.
18. Matos, C. A., Thomas, D. L., Young, L. D. & Gianola, D. (2000). Genetic analysis of lamb survival in Rambouillet and Finnsheep flocks by linear and threshold models. *Journal of Animal Science*, 71, 227-234.
19. Meyer, K. (2006). Wombat- a program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes, *Animal Genetics and Breeding Unit, Armidale*, 55 pp.
20. Moghadaszadeh, M., Mohammadabadi, M. R. and Esmailizadeh Koshkoieh, A. (2015). Association of Exon 2 of BMP15 Gene with the Litter Size in the Raini Cashmere Goat. *Genetics in the 3rd Millennium*, 13(3), 4062-4067.
21. Mohammadabadi, M. R. (2012). Relationships of IGFBP-3 gene polymorphism with cashmere traits in Raini Cashmere goat. *Modern Genetics Journal*, 7 (2), 115-120. (in Farsi)
22. Mohammadabadi, M. R., Askari, N., Baghizadeh, A. & Esmailizadeh, A. (2009). A directed search around caprine candidate loci provided evidence for microsatellites linkage to growth and cashmere yield in Rayini goats. *Small Ruminant Research*, 81(2), 146-51.
23. Rashidi, A., Bishop, S. C. & Matika, O. (2011) Genetic parameter estimates for preweaning performanceand reproduction traits in Markhoz goats. *Small Ruminant Research*, 100, 100-106.
24. Riggio, V., Finocchiaro, R. & Bishop, S. C. (2008). Genetic parameters for early lamb survival and growth in Scottish Blackface sheep. *Journal of Animal Science*, 86, 1758-1764
25. Safari, E., Fogarty, N. M. & Gilmour, A. R. (2005). A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. *Livestock. Production Science*, 92, 271-289
26. Sawalha, R. M., Conington, J., Brotherstone, S. & Villanueva, B. (2007). Analysis of lamb survival of Scottish Blackface sheep. *Animal*, 1, 151-157.
27. Shamsalddini, S., Mohammadabadi, M. R. & Esmailizadeh, A. K. (2016). Polymorphism of the prolactin gene and its effect on fiber traits in goat. *Russian Journal of Genetics (Genetika*), 52(4), 461-465.
28. Shiry, S. A., Tahmorespour, M. & Shariati, M. M. (2015). Estimation of genetic and environmental parameters of growth traits and percentage of deaths and livestock in Karakul lambs. *Iranian Journal of Animal Science*, 347-355. (in Farsi)
29. Sisakhti, D., Mirzaei, H., Yousefollahi, M., Hosseinpour Mashhadi, M. & Vatankhah, M. (2009). Estimation of some environmental factors and genetic parameters of Zand Mani of Lori Bakhtiari lambs. *Journal of Animal Science*, 34(3-4), 13-33. (in Farsi)
30. Southey, B. R., Rodriguez-Zas, S. L. & Leymaster, K. A. (2001). Survival analysis of lamb mortality in a terminal sire composite population. *Journal of Animal Science*, 79, 2298-2306.
31. Tohidi nezhad, F., Mohammadabadi, M. R., Esmailizadeh, A. K. & Najmi Noori, A. (2015). Comparison of different levels of Rheb gene expression in different tissues of Raini Cashmir goat. *Journal of Agricultural Biotechnology*, 6(4), 35-50. (in Farsi)
32. Van Pelt, M. L., Ducrocq, V., De Jong, G., Calus, M. P. L. & Veerkamp, R. F. (2016). Genetic changes of survival traits over the past 25 yr in Dutch dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 99(12), 9810-9819.
33. Vatankhah, M., Talebi, M. A. & Blair, H. (2016). Genetic analysis of Lori-Bakhtiari lamb survival rate up to yearling agefor autosomal and sex-linked. *Small Ruminant Research*, 136, 121-126.

www.SID.ir

Archive of SID

34. Vatankhah, M. (2013). Estimation of the genetic parameters for survival rate in Lori Bakhtiari lambs using linear and weibull propotitional hazard models. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 15, 1133-1143.
35. Wang, T., Fernando, R. L. & Kachman, S. D. (2002). Matvec User's Guide. Version 1.03. Available: http://statistics.unl.edu/faculty/steve/software/matvec/.
36. Yazdi, M. H., Visscher, P. M., Ducrocq, V. & Thompson, R. (2002). Heritability, reliability of genetic evaluations and response to selection in proportional hazard models. *Journal of Dairy Science*, 85, 1563-1577.

www.SID.ir