

اثر عوامل ژنتیکی و غیر ژنتیکی موثر بر زنده مانی از تولد تا یک سالگی بره‌های کردی

• داوود علی ساقی

استادیار مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی

تاریخ دریافت: شهریور ۱۳۹۴ تاریخ پذیرش: آبان ۱۳۹۴

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۵۵۰۶۴۶۱۳

Email: davoudali@yahoo.com

چکیده

به منظور بررسی اثر عوامل ژنتیکی و غیر ژنتیکی موثر بر صفات طول عمر و زنده مانی در بره‌های کردی از رکوردهای جمع آوری شده توسط ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کردی شیروان طی سال‌های ۹۱-۶۹ که شامل ۷۴۶۹ حیوان حاصل از ۱۸۷ پدر و ۲۲۵۸ مادر بودند، استفاده شد. عوامل ثابت جنس بره، نوع تولد، ماه تولد، سن مادر، سال تولد و متغیر کمی وزن تولد بر صفات مورد بررسی تاثیر معنی داری داشتند ($P < 0.01$). میزان وراثت پذیری طول عمر بره‌ها، حاصل از مدل‌های خطی مختلف در حد پایین بین ۰/۰۱ تا ۰/۰۶ برآورد شد. نتایج آزمون نسبت درست-نمایی نشان دادند که مدل ۳ که افزون بر اثر تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان دارای دو اثر تصادفی مادری نیز می باشد برای برآورد مولفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت طول عمر از تولد تا یک سالگی مناسب می باشد. میزان وراثت پذیری مستقیم زنده مانی بره‌ها، حاصل از مدل‌های خطی مختلف در دامنه بین صفر تا ۰/۰۴۶ برآورد گردید. آزمون نسبت درست‌نمایی نشان داد که برای برآورد مولفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی زنده مانی بره‌ها از تولد تا یک سالگی، مدل ۱ مناسب ترین مدل می باشد. مقادیر وراثت پذیری لگاریتمی، وراثت پذیری اولیه و وراثت پذیری موثر حاصل از مدل پدری برای زنده مانی از تولد تا یک سالگی بره‌های کردی به ترتیب در دامنه (۰/۰۴ تا ۰/۰۹)، (۰/۲۱ تا ۰/۴۱) و (۰/۰۷ تا ۰/۱۶) برآورد گردید که بیشترین میزان آن‌ها مربوط به زنده مانی در سن ۲ ماهگی مشاهده شد.

واژه‌های کلیدی: طول عمر تولیدی، زنده مانی، گوسفند کردی، وراثت پذیری.

Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 112 pp: 65-78

The effects of genetic and non genetic factors on survival and longevity of Kourdi lambs from birth to yearlingBy: Davoudali Saghi^{1*}1-Associate Professor of Animal Genetics and Breeding, Animal Science Research Department, Khorasan Razavi Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Mashhad, Iran.
Tel: 09155064613, Email: davoudali@yahoo.com**Received: September 2015****Accepted: November 2015**

The effect of genetic and non genetic factors on length of life and survival records of Kourdi lambs, 7469 records collected from 1988 to 2011 in Hossein Abad Sheep Breeding Station in Shirvan were used in this study that which belonging to 187 sire and 2258 dam. Data were analysed using linear models with included fixed effects of year and month and type of birth, sex of lamb, age of dam and lamb's birth weight as linear and quadratic covariate, and direct additive genetic, maternal additive genetic, maternal common environmental and residual random effects. Overall mean of length of life and cumulative survival rate up to yearling were 274.3 ± 165.3 days and 0.62 ± 0.26 percent. The effect of year, month, type of birth, birth weight and sex of lamb were significant on length of life and survival from birth to yearling. Male lambs had lower life length and survival rate than females in all ages. With increasing birth weight survival rate decreased. The direct heritabilities of length of life and survival rate estimated from different linear models were low (0.01 to 0.006). The maternal heritability ranged from zero to 0.02. The estimates of heritability in logarithmic, original and effective scale obtained from sire model with weibull function were higher than values estimated by different linear models. Estimated heritability for length of productive life was 0.013 and genetic correlation between satiability traits were high and positive.

Key words: Length of productive life, Survival, Kourdi sheep, Heritability**مقدمه**

هستند زیرا می‌توانند توزیع غیر نرمال و سازه‌های محیطی وابسته به زمان که بر بقاء حیوان تاثیر دارند را در نظر گرفته و داده‌های سانسور شده را در آنالیزها وارد نمایند (یزدی ۲۰۰۲، کاراویلو ۲۰۰۴).

بقاء بره تحت تاثیر مدیریت سیستم پرورش، ضعف جسمانی و ابتلا به بیماری، تصمیم دامدار برای حذف آن از سیستم یا وقوع حوادث است. بره‌ها به علت مرگ، یا شرایط محیطی که احتمال مرگ آن‌ها را افزایش می‌دهد مثل کمبود وزن، تعداد بره‌ها در هر شکم زایش یا قابلیت مادری ضعیف از گله حذف می‌شوند. به طور کلی، تصمیم‌گیری در مورد این که یک گوسفند در گله باقی بماند یا خیر با توجه به سلامت و عملکرد آن، اتخاذ می‌شود. صفات مربوط به بقا در دام اهلی به دو گروه اوایل عمر و حیوان بالغ تقسیم می‌گردد تا بدین وسیله بتوان عوامل محیطی و ژنتیکی موثر بر بقا را به صورت مجزا در نظر گرفت. بقاء بره از زمان تولد

جمع‌آوری و ثبت رکورد در اغلب ایستگاه‌های پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کشور بر مبنای صفات تولیدی از قبیل وزن تولد، وزن از شیرگیری، وزن یک سالگی و پشم تولیدی طراحی شده است. به همین دلیل، بیشتر مطالعات انجام شده در اصلاح نژاد گوسفند بر اساس همین صفات می‌باشند. حال این که صفات مربوط به شایستگی، ماندگاری و تعداد دام‌های قابل عرضه به بازار از فاکتورهای مهم و تاثیرگذار بر اقتصاد دامپروری می‌باشند که در برنامه‌های اصلاح نژاد توجه کمتری به آن‌ها شده است.

زنده‌مانی بره‌ها می‌تواند به عنوان یک صفت دوتایی با مدل خطی مورد تحلیل قرار گیرد اما در این حالت از همه اطلاعات موجود راجع به زمان حذف بره استفاده نمی‌شود، زیرا که زمان دقیق تلفات در نظر گرفته نمی‌شود. روش تحلیل بقاء به کمک مدل‌های مخاطره نسبی که برای اهداف اصلاح نژاد رایج شده‌اند از نظر تئوری، برای برآورد اجزای واریانس صفت زنده‌مانی برتر

سال‌های ۹۱-۶۹ که شامل ۷۴۶۹ حیوان حاصل از ۱۸۷ پدر و ۲۲۵۸ مادر بودند، استفاده شد. ساختار شجره و رکوردهای گوسفند کردی خراسان شمالی در جدول ۱ آورده شده است. صفات مورد بررسی شامل طول عمر بره‌ها از تولد تا یک سالگی و میزان زنده‌مانی آن‌ها به صورت ماهیانه از تولد تا یک سالگی بود. علاوه بر سن بره برای زنده‌مانی در هر ماه، یک کد سانسور (صفر یا یک) به هر بره اختصاص داده شد. بدین گونه هر رکورد زنده‌مانی برای هر بره شامل دو ستون سن در زمان حذف (یا تلف) و کد سانسور بود. سن بره (طول عمر) در زمان حذف یا تلف با کم کردن تاریخ تولد از تاریخ حذف و به روز محاسبه گردید. در صورتی که بره قبل از ماه مورد نظر تلف یا حذف شده بود، کد سانسور یک و در صورتی که تا آخر ماه مورد نظر زنده بود کد سانسور صفر اختصاص داده شد.

تا یک سالگی در برخی از نژادهای بلوچی (اسلمی نژاد و همکاران ۲۰۱۱)، لری بختیاری (وطن‌خواه ۲۰۱۳)، قره گل (بحری بینابج و همکاران ۲۰۱۳) و کرمانی (برازنده و همکاران ۲۰۱۲) مطالعه و بررسی شده است، اما در مورد گوسفند کردی خراسان شمالی مورد مطالعه قرار نگرفته است. هدف از انجام این تحقیق، بررسی سازه‌های ژنتیکی و غیر ژنتیکی موثر بر طول عمر و زنده‌مانی بره‌ها از زمان تولد تا یک سالگی با استفاده از مدل خطی و مدل غیر خطی دارای توزیع ویول در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کردی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

به منظور بررسی اثر عوامل ژنتیکی و غیر ژنتیکی صفات طول عمر و زنده‌مانی در بره‌های گوسفند کردی از رکوردهای جمع‌آوری شده در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کردی شیروان طی

جدول ۱- ساختار شجره در گوسفندان کردی خراسان شمالی

ساختار شجره در گوسفندان کردی خراسان شمالی

۷۴۶۹	تعداد کل حیوانات
۵۵۲	تعداد اجداد
۶۱۶۹	تعداد حیوانات دارای والدین
۵۰۱۰	تعداد حیوانات بدون نتاج
۲/۰۸	میانگین اندازه خانواده‌ها
۱۸۷	کل پدرها
۶۱۷۰	فرزندان پدرها
۲۲۵۸	کل مادرها
۶۹۳۵	فرزندان مادرها
۲۴۳۹	افراد هم خون
۰/۰۰۷۸	میانگین ضریب هم‌خونی
۰/۰۲۴	میانگین ضریب هم‌خونی در هم‌خون‌ها
۰/۰۰۰۱	حداقل ضریب هم‌خونی
۰/۳۱۲۵	حداکثر ضریب هم‌خونی

مادری و اثر تصادفی محیطی مشترک مادری مرتبط می نمایند. با فرض این که

$V(e) = I\sigma_e^2$ ، $V(c) = I\sigma_c^2$ ، $V(m) = A\sigma_m^2$ ، $V(a) = A\sigma_a^2$ ،
A ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات موجود در شجره،
ماتریس یکه، $V(a)$ ، $V(m)$ ، $V(c)$ و $V(e)$ به ترتیب
واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس ژنتیکی افزایشی
مادری، واریانس محیطی مشترک مادر و واریانس باقیمانده هستند.

برای تشخیص مناسب ترین مدل در برآورد مولفه های واریانس در
هر مقطع سنی و برای هر یک از دو صفت طول عمر و میزان زنده
مانی برها از آزمون نسبت لگاریتم درست نمایی استفاده شد.
آماره آزمون کای مربع با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردید و
سپس با آماره جدول توزیع کای مربع در سطح احتمال ۵ درصد
مقایسه شد.

(مدل مورد نظر Log likelihood - مدل حداکثر Log
likelihood) $\chi^2 = -2$

جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی میزان زنده ماننی با استفاده از
مدل ویبول، بردار اثرات تصادفی مختلف و بردار طرح مربوط به
تابع خطر استفاده شد (دوکروک و سولکتر ۲۰۰۰).

$$h(t; X_i, Z_i) = h_0(t) * \exp\{X_i' \beta + Z_i' u\}$$

از مدل های پدری و حیوانی به شرح زیر، جهت برآورد مولفه های
واریانس و پارامترهای ژنتیکی استفاده شد.

مدل پدری

$$h(t; X_i, Z_i) = h_0(t) * \exp\{X_i' \beta + Z_i' s\}$$

که S بردار اثرات ژنتیکی افزایشی بین پدران با توزیع نرمال چند
متغیره $(s \sim N(0, A\sigma_s^2))$ ، A ماتریس روابط ژنتیکی افزایشی بین
پدران، σ_s^2 واریانس ژنتیکی افزایشی بین پدران و Z_1 ماتریس
طرح می باشد. میزان وراثت پذیری بر پایه مقیاس لگاریتم برای
مدل پدری ویبول به صورت زیر برآورد شد (یزدی و همکاران
۲۰۰۲).

$$h_{log}^2 = \frac{4\sigma_s^2}{\left[\sigma_s^2 + \frac{\pi^2}{6}\right]}$$

به منظور شناسایی اثر عوامل غیر ژنتیکی موثر بر صفات طول عمر
برها و میزان زنده ماننی (صفر برای بره های زنده و یک برای بره -
های تلف شده) از تولد تا سن یک سالگی به صورت دوره های
ماهانه، از روش GLM برنامه آماری SAS (۲۰۰۰) بر اساس
مدل آماری زیر استفاده شد:

$$Y_{ijklm} = \mu + A_i + BY_j + TB_k + S_l + MB_m + b_1(BW_{ijklm} - \overline{BW}) + b_2(BW_{ijklm} - \overline{BW})^2 + e_{ijklm}$$

Y_{ijklm} هر یک از مشاهدات برای صفات طول عمر بره در زمان
حذف به روز و یا صفت میزان زنده ماننی، μ میانگین کل، A_i اثر
i امین سن میش به سال هنگام تولد بره (۲ تا ۸)، BY_j اثر j امین
سال تولد بره (۶۶ تا ۹۱)

TB_k اثر k امین نوع تولد $k=1,2$ ، S_l اثر l امین جنس بره (نر و
ماده)، MB_m اثر m امین ماه تولد بره (دی، بهمن، اسفند)، b_1 و
 b_2 ضرایب تابعیت خطی و درجه دوم صفت مورد نظر از وزن
تولد بره، BW_{ijklm} وزن تولد بره و e_{ijklm} اثر باقی مانده می باشند.
به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی با استفاده از مدل خطی و
روش حداکثر درست نمایی محدود شده در نرم افزار Wombat
(میر ۲۰۰۶) به صورت تجزیه تک صفتی از مدل های حیوانی زیر
استفاده گردید.

$$y = Xb + Z_1a + e \quad \text{مدل شماره ۱}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{مدل شماره ۲}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{مدل شماره ۳}$$

y بردار مشاهدات برای صفات طول عمر بره در زمان حذف به
روز و یا میزان زنده ماننی، b بردار اثرات ثابت شامل سن میش
هنگام تولد بره، سال تولد، نوع تولد، ماه تولد بره، جنس بره و
متغیر کمکی وزن تولد بره به صورت خطی و درجه دوم، a بردار
اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثرات تصادفی
ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثرات تصادفی محیطی مشترک
مادری، e بردار اثرات تصادفی باقیمانده، X ، Z_1 ، Z_2 و Z_3
ماتریس های طرح که رکورد هر صفت را به ترتیب به اثرات ثابت،
اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی

مادر، سال تولد و متغیر کمی وزن تولد بر صفات مورد بررسی تاثیر معنی‌داری داشتند ($P < 0.01$). جنس بره بر طول عمر، میزان زنده‌مانی بره‌ها در تمام مقاطع سنی مورد بررسی تاثیر معنی‌دار داشت. میانگین حداقل مربعات طول عمر بره‌های نر همواره کمتر از بره‌های ماده بود (جدول ۲).

نوع تولد (تک قلو و دوقلو بودن در هنگام تولد) بر طول عمر و میزان زنده‌مانی در سنین مختلف بعد از تولد تا یک سالگی اثر معنی‌داری داشت. یک قلوها همواره طول عمر و زنده‌مانی بیشتری نسبت به دوقلوها داشتند (جدول ۲ و ۳). ماه تولد بره بر طول عمر، میزان زنده‌مانی بره‌ها در تمام سنین، از تولد تا یک سالگی اثر معنی‌دار داشت. اختلاف بین طول عمر بره‌های متولد شده در اولین ماه زایش (دی ماه) در تمامی سنین از تولد تا یک سالگی با متولدین آخرین ماه زایش معنی‌دار بود. همچنین، اختلاف میانگین‌های حداقل مربعات میزان زنده‌مانی بره‌های متولد شده بین دی ماه و بهمن و اسفند در تمام سنین مورد مطالعه معنی‌دار بود (جدول ۲). اثر سال تولد به عنوان مجموعه‌ای از عوامل محیطی شامل (وضعیت تغذیه، تغییرات آب و هوایی، میزان بارش باران و برف) بر طول عمر و میزان زنده‌مانی بره‌ها در سنین مختلف از تولد تا یک سالگی معنی‌دار بود. با توجه به این که میانگین حداقل مربعات صفات طول عمر و زنده‌مانی بره‌ها در طی سال‌های مورد بررسی از روند خاصی پیروی نمی‌کرد، جداول مربوطه ارائه نشده‌اند. اثر سن میش بر طول عمر از زمان تولد تا ۱۳۲ روزگی، و بر میزان زنده‌مانی از زمان تولد تا سن ۵ ماهگی معنی‌دار بود. در مقاطع سنی مختلف، بره‌های حاصل از میش‌های ۲ و ۷ ساله کمترین و بره‌های حاصل از میش‌های ۴ و ۶ ساله بیشترین طول عمر و زنده‌مانی را داشتند. ضرایب تابعیت خطی و درجه دوم طول عمر و میزان زنده‌مانی بره‌ها از وزن تولد آن‌ها در جداول ۲ و ۳ آورده شده است. وزن تولد به صورت متغیر کمکی در حالت‌های خطی و درجه دوم بر طول عمر، میزان زنده‌مانی بره‌ها اثر معنی‌دار داشت. ضرایب تابعیت خطی طول عمر و زنده‌مانی از وزن تولد بره‌ها همواره مثبت و ضرایب تابعیت درجه دوم متناظر آن‌ها منفی بود..

که $\pi^2/6$ واریانس مدل ویبول است. برای تبدیل وراثت پذیری از مقیاس لگاریتمی به مقیاس پایه اولیه نیز از فرمول زیر استفاده شد (یزدی و همکاران ۲۰۰۲)

$$h_{ori}^2 = \left(\exp\left(\frac{v}{\rho}\right) \right)^2 h_{log}^2$$

روش دیگری که برای برآورد وراثت پذیری بر پایه مقیاس اولیه پیشنهاد شده و به پارامترهای تابع ویبول نیز وابسته نمی‌باشد، استفاده از فرمول زیر است که به عنوان وراثت پذیری موثر نامیده شده است (یزدی و همکاران ۲۰۰۲).

$$h_{eff}^2 = \frac{4\sigma_s^2}{[\sigma_s^2 + 1]}$$

مدل حیوانی

$$h(t; X_i, Z_i) = h_0(t) * \exp\{X_i'\beta + Z_i'a\}$$

که a بردار اثرات ژنتیکی افزایشی حیوانات با توزیع نرمال چند متغیره، A ماتریس روابط ژنتیکی افزایشی بین حیوانات، σ_a^2 واریانس ژنتیکی افزایشی بین حیوانات و Z_2 ماتریس طرح می باشد. میزان وراثت پذیری بر پایه مقیاس لگاریتم برای مدل حیوانی به صورت زیر برآورد شد (سوتی و همکاران ۲۰۰۱) و با استفاده از فرمول ذکر شده در مدل پدری به مقیاس اولیه برگردانیده شد.

$$h_{log}^2 = \frac{\sigma_a^2}{\left[\sigma_a^2 + \frac{\pi^2}{6} \right]}$$

همچنین وراثت پذیری موثر نیز به صورت زیر برآورد شد.

$$h_{eff}^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + 1}$$

نتایج

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل عوامل غیر ژنتیکی موثر بر طول عمر (روز) و میزان زنده‌مانی بره‌ها از تولد تا یک سالگی به ترتیب در جداول ۲ و ۳ نشان داده شده‌اند. میانگین کل طول عمر و میزان زنده‌مانی بره‌ها از زمان تولد تا یک سالگی در گوسفند کردی به ترتیب 278.4 ± 117.7 روز و 0.62 ± 0.35 درصد برآورد شدند. عوامل ثابت جنس بره، نوع تولد، ماه تولد، سن

جدول ۲- میانگین حداقل مربعات و خطای استاندارد (SE) طول عمر (روز) از تولد تا یک ساگی برهه‌های کردی

اثرات	تعداد	تا ۱ ماهگی	تا ۲ ماهگی	تا ۳ ماهگی	تا ۴ ماهگی	تا ۵ ماهگی	تا ۶ ماهگی	تا ۷ ماهگی	تا ۸ ماهگی	تا ۹ ماهگی	تا ۱۰ ماهگی	تا ۱۱ ماهگی	تا ۱۲ ماهگی
جنس		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
نر	۲۱۲۹	۷۸/۹(۰/۱۵)	۵۶/۶(۰/۳)	۸۳/۹(۰/۹)	۱۰۹/۵(۰/۹)	۱۳۳(۱/۳)	۱۵۳(۱/۶)	۱۷۱/۸(۱/۹)	۱۹۰(۲/۳)	۲۰۶/۶(۲/۸)	۲۲۳(۲/۳)	۲۳۹(۳/۸)	۲۵۷/۵(۶/۶)
ماده	۲۱۳۴	۲۹/۲(۰/۱۵)	۵۷/۶(۰/۶)	۸۵/۶(۰/۸)	۱۱۲/۵(۰/۹)	۱۳۶(۰/۷)	۱۵۸(۷/۷)	۱۷۶/۹(۲/۲)	۱۹۷(۲/۵)	۲۱۴/۵(۲/۹)	۲۳۳(۳/۶)	۲۴۶(۳/۹)	۲۷۰/۳(۶/۵)
نوع تولد		**	**	**	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
تک قلر	۳۴۳۳	۲۹/۱(۰/۱۰)	۵۸/۲(۰/۳۰)	۸۶/۷(۰/۹)	۱۱۳/۹(۰/۶)	۱۳۸(۰/۹)	۱۵۶(۱/۱)	۱۷۶/۴(۱/۶)	۱۹۶(۱/۷)	۲۱۴/۵(۱/۹)	۲۳۳(۲/۳)	۲۵۱(۲/۶)	۲۷۰/۱۵(۳/۳)
دو قلر	۸۶۱	۲۹/۱(۰/۱۳)	۵۷/۳(۰/۳)	۸۴/۴(۰/۵)	۱۱۰/۸۵(۱/۱)	۱۳۴(۱/۶)	۱۵۴(۱/۷)	۱۷۲/۴(۲/۲)	۱۹۰(۲/۶)	۲۰۶/۵(۳/۱)	۲۲۳(۲/۶)	۲۳۹(۶/۱)	۲۵۷/۱۵(۶/۸)
ماه تولد		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
دی	۶۵۳	۲۹/۳(۰/۲)	۵۷/۹(۰/۹)	۸۶/۲(۰/۹)	۱۱۳/۵(۱/۳)	۱۴۱(۱/۷)	۱۶۶(۲/۲)	۱۸۹/۶(۲/۷)	۲۱۲(۳/۲)	۲۳۳/۵(۳/۸)	۲۵۵(۶/۵)	۲۷۶(۵/۱)	۲۹۰/۵(۵/۹)
بهمن	۷۸۲۹	۲۹/۱(۰/۱۳)	۵۷/۱(۰/۳)	۸۵/۴(۰/۸)	۱۱۲/۶(۰/۸)	۱۳۸(۱/۱)	۱۶۲(۱/۶)	۱۸۳(۱/۷)	۲۰۴(۲/۱)	۲۲۳/۵(۲/۵)	۲۴۳(۲/۹)	۲۶۲(۳/۳)	۲۸۳/۱۵(۳/۸)
اسفند	۷۹۱	۲۸/۶(۰/۲)	۵۶/۱(۰/۵)	۸۷/۸(۰/۷)	۱۰۶/۴۵(۱/۶)	۱۲۴(۱/۸)	۱۳۸(۲/۳)	۱۵۱/۱(۲/۸)	۱۶۳(۳/۶)	۱۶۷/۴(۶/۱)	۱۸۶(۶/۷)	۱۹۷(۵/۶)	۲۰۸/۹(۶/۲)
سن مادر		**	**	**	*	*	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
سال تولد		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
وزن تولد ^۱		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
خطی	۵۶۵(۰/۸)	۱۳۴۸(۱/۹)	۲۲/۵۶(۱/۸)	۳۳/۸۱(۶/۷)	۴۵/۱(۶/۳)	۵۵/۵(۷/۹)	۷۲/۰۶(۹/۸)	۸۵/۷(۱۱/۶)	۹۹/۲۶(۱۳/۶)	۱۱۳(۱/۶)	۱۳۷(۱/۹)	۱۴۳/۳(۲۱/۱)	۱۴۳/۳(۲۱/۱)
درجه دوم	-۰/۴۸(۰/۰/۸)	-۱/۱۸(۰/۲)	-۱/۹۹(۲/۹)	-۲/۸۷(۰/۶)	-۳/۹(۰/۶)	-۵/۱(۰/۷)	-۶/۱۸(۱/۲)	-۷/۳(۱/۳)	-۹(۱/۷)	-۹/۳۹(۱/۶)	-۱۱(۲)	-۱۱/۹(۲/۲)	-۱۱/۹(۲/۲)
کل	۴۲۳۳	۲۹/۲(۰/۶)	۵۷/۴(۱۵/۴)	۸۵/۱۶(۱۳/۲)	۱۱۲/۰۶(۳۷/۹)	۱۳۲(۵/۸)	۱۶۰(۵/۲)	۱۸۰/۹(۸/۰/۸)	۲۰۱(۹/۷/۹)	۲۲۰/۵(۱۵/۹)	۲۳۹(۱۳/۵)	۲۵۸(۱۵/۶)	۲۷۸/۴(۱۶/۵/۳)

NS، *، ** به ترتیب غیر معنی داری در سطح احتمال ۵ درصد و ۱ درصد.

۱- ضرایب رگرسیون خطی و درجه دوم طول عمر برهه‌ها از وزن تولد.

جدول ۳- میانگین حداقل مربعات و خطای استاندارد (SE) زنده‌مانی از تولد تا یک سالگی برهه‌های کردی

اثرات	تعداد	تا ۱ ماهگی	تا ۲ ماهگی	تا ۳ ماهگی	تا ۴ ماهگی	تا ۵ ماهگی	تا ۶ ماهگی	تا ۷ ماهگی	تا ۸ ماهگی	تا ۹ ماهگی	تا ۱۰ ماهگی	تا ۱۱ ماهگی	تا ۱۲ ماهگی
جنس		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
نر	۲۱۳۹	۹۵۷(۰/۰۰۴)	۹۴۲(۰/۰۰۵)	۹۲۱(۰/۰۰۷)	۸۹۸(۰/۰۰۵)	۸۵۶(۰/۰۰۵)	۸۱۲(۰/۰۰۶)	۷۷۹(۰/۰۰۶)	۷۵۸(۰/۰۰۶)	۷۳۴(۰/۰۰۶)	۷۱۵(۰/۰۰۶)	۷۱(۰/۰۰۶)	۷۰۵(۰/۰۰۶)
ماده	۲۱۳۴	۹۶۲(۰/۰۰۴)	۹۵۳(۰/۰۰۵)	۹۳۲(۰/۰۰۸)	۹۰۳(۰/۰۰۵)	۸۵۴(۰/۰۰۵)	۷۹۶(۰/۰۰۶)	۷۵۷(۰/۰۰۶)	۷۰۲(۰/۰۰۶)	۶۶۶(۰/۰۰۶)	۶۳۲(۰/۰۰۶)	۶۳۲(۰/۰۰۶)	۶۲۹(۰/۰۰۶)
نوع تولد		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
تک قلوی	۳۳۳۲	۹۶/۸(۰/۰۰۲)	۹۵/۷(۰/۰۰۳)	۹۳/۹(۰/۰۰۴)	۹۱/۹(۰/۰۰۴)	۸۷/۵(۰/۰۰۴)	۸۳/۱(۰/۰۰۴)	۷۹/۴(۰/۰۰۵)	۷۵/۶(۰/۰۰۵)	۷۳/۱(۰/۰۰۵)	۷۱/۳(۰/۰۰۵)	۷۰/۴(۰/۰۰۵)	۷۰/۲(۰/۰۰۵)
دو قلوی	۸۴۱	۹۲/۶(۰/۰۰۶)	۹۰/۸(۰/۰۰۷)	۸۷/۶(۰/۰۰۸)	۸۲/۹(۰/۰۰۸)	۷۷/۷(۰/۰۰۸)	۶۹/۷(۰/۰۰۸)	۶۶/۶(۰/۰۰۸)	۶۲/۷(۰/۰۰۸)	۵۷/۸(۰/۰۰۸)	۵۷/۴(۰/۰۰۸)	۵۲/۱(۰/۰۰۸)	۵۱/۸(۰/۰۰۸)
ماه تولد		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
دی	۶۵۳	۹۶/۳(۰/۰۰۴)	۹۳/۴(۰/۰۰۵)	۹۳/۱(۰/۰۰۹)	۹۲/۱(۰/۰۰۶)	۹۱/۸(۰/۰۰۷)	۸۹/۴(۰/۰۰۷)	۸۶/۳(۰/۰۰۸)	۸۳/۱(۰/۰۰۸)	۷۹/۹(۰/۰۰۸)	۷۱/۲(۰/۰۰۷)	۷۱/۲(۰/۰۰۷)	۶۹/۵(۰/۰۰۷)
بهمین	۲۸۲۹	۹۶/۸(۰/۰۰۳)	۹۵/۸(۰/۰۰۴)	۹۴/۵(۰/۰۰۶)	۹۲/۵(۰/۰۰۵)	۸۹/۴(۰/۰۰۵)	۸۳/۸(۰/۰۰۵)	۸۰/۴(۰/۰۰۵)	۷۶/۶(۰/۰۰۵)	۷۳/۱(۰/۰۰۵)	۷۱/۲(۰/۰۰۵)	۷۰/۷(۰/۰۰۵)	۶۵/۴(۰/۰۰۵)
اسفند	۷۹۱	۹۶/۱(۰/۰۰۶)	۹۲(۰/۰۰۸)	۸۵/۷(۰/۰۰۸)	۷۹/۷()	۶۶/۵(۰/۰۰۸)	۶۰/۹(۰/۰۰۸)	۵۷/۹(۰/۰۰۸)	۵۲/۹(۰/۰۰۱)	۵۰/۹(۰/۰۰۸)	۵۰/۷(۰/۰۰۸)	۵۰/۵(۰/۰۰۸)	۵۰/۵(۰/۰۰۸)
سن مادر		**	**	**	*	*	DIS	DIS	DIS	DIS	DIS	DIS	DIS
سال تولد		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
وزن تولد ^۱		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
خطی		۰/۲۲(۰/۰۰۲)	۰/۲۸(۰/۰۰۲)	۰/۳۱(۰/۰۰۲)	۰/۳۳(۰/۰۰۳)	۰/۳۶(۰/۰۰۳)	۰/۳۷(۰/۰۰۳)	۰/۳۷(۰/۰۰۳)	۰/۳۶(۰/۰۰۳)	۰/۳۸(۰/۰۰۳)	۰/۴۰(۰/۰۰۳)	۰/۴۰(۰/۰۰۳)	۰/۳۸(۰/۰۰۳)
درجه دوم		-۰/۰۲(۰/۰۰۱)	-۰/۰۲(۰/۰۰۲)	-۰/۰۲(۰/۰۰۲)	-۰/۱۵(۰/۰۰۳)	-۰/۰۳(۰/۰۰۳)	-۰/۰۳۳(۰/۰۰۳)	-۰/۰۲(۰/۰۰۳)	-۰/۰۲(۰/۰۰۳)	-۰/۰۲(۰/۰۰۳)	-۰/۰۳۳(۰/۰۰۳)	-۰/۰۳۳(۰/۰۰۳)	-۰/۰۳۳(۰/۰۰۳)
کل	۴۲۷۳	۹۵/۲(۰/۰۱۵)	۹۳/۸(۰/۰۱۸)	۹۱/۴(۰/۰۱۹)	۸۸/۵(۰/۰۲۱)	۸۳/۴(۰/۰۲۲)	۸۷/۲(۰/۰۲۴)	۷۶/۵(۰/۰۲۴)	۷۱(۰/۰۲۵)	۶۷/۸(۰/۰۲۵)	۶۵(۰/۰۱۸)	۶۴(۰/۰۲۶)	۶۲/۹(۰/۰۲۶)

DIS: ** به ترتیب غیر معنی داری در سطح احتمال ۵ درصد و ۱ درصد.

۱- ضرایب رگرسیون خطی و درجه دوم طول عمر برهه‌ها از وزن تولد.

گردید. مدل ۳ شامل اثرات تصادفی مدل ۲ به علاوه اثر تصادفی محیط مشترک مادر بود. در فاصله تولد تا یک سالگی همواره مقادیر برآورد شده نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی، بیشتر از وراثت پذیری مادری بوده و دامنه تغییرات آن ۰/۰۲۱ تا ۰/۰۲۴ برآورد گردید. در تمامی مقاطع سنی مورد بررسی، مجموع اثرات مادری نسبت به اثر ژنتیک افزایشی مستقیم حیوان بیشتر بود. نتایج آزمون نسبت درستی نشان دادند که مدل ۳ که افزون بر اثر تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان دارای دو اثر تصادفی مادری نیز می باشد برای برآورد مولفه های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت طول عمر از تولد تا یک سالگی مناسب می باشد.

برآورد پارامترهای ژنتیکی طول عمر بره ها از تولد تا سن یک سالگی حاصل از مدل های خطی مختلف در جدول ۴ آورده شده اند. میزان وراثت پذیری طول عمر بره ها، حاصل از مدل های خطی مختلف در حد پایین بین ۰/۰۱ تا ۰/۰۶ برآورد شد.

برآوردهای وراثت پذیری مستقیم طول عمر بره ها حاصل از مدل ۱ که حاوی اثر ژنتیک افزایشی مستقیم حیوان بود، بالاتر از برآوردهای متناظر آن توسط دو مدل دیگر بود. دامنه تغییرات آن در ماه های مختلف از تولد تا یک سالگی بین ۰/۰۴۸ تا ۰/۰۵۸ برآورد گردید. در مدل ۲ که شامل اثرات تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان و ژنتیک مادری بود، وراثت پذیری های مادری طول عمر از زمان تولد تا یک سالگی در دامنه بین ۰/۰۱۷ تا ۰/۰۲۴ برآورد

جدول ۴- پارامترهای ژنتیکی، خطای استاندارد (SE) طول عمر بره های کردی در مدل های مختلف

طول عمر	مدل ۱		مدل ۲			مدل ۳		
	LogL	h_a^2	LogL	h_m^2	h_a^2	LogL	c_d^2	h_m^2
۱ ماهگی	-۱۶۳۶۷/۹	۰/۰۴۸	-۱۶۳۶۲/۱	۰/۰۲۳	۰/۰۲۲	-۱۶۳۶۰/۱	۰/۰۲۱	۰/۰۱۰
۲ ماهگی	-۲۴۷۶۳/۹	۰/۰۵۲	-۲۴۷۵۷/۶	۰/۰۲۲	۰/۰۲۳	-۲۴۷۳۶/۸	۰/۰۲۲	۰/۰۰۷
۳ ماهگی	-۲۹۵۱۲/۸	۰/۰۴۶	-۲۹۵۰۶/۳	۰/۰۲۲	۰/۰۲۱	-۲۹۵۰۳/۲	۰/۰۲۶	۰/۰۰۶
۴ ماهگی	-۳۲۷۶۷/۱	۰/۰۵۳	-۳۲۷۶۰/۴	۰/۰۲۲	۰/۰۲۶	-۳۲۷۵۷/۶	۰/۰۲۵	۰/۰۰۶
۵ ماهگی	-۳۵۲۸۰/۹	۰/۰۵۸	-۳۵۲۷۳/۵	۰/۰۲۳	۰/۰۳۱	-۳۵۲۷۱/۲	۰/۰۲۳	۰/۰۰۸
۶ ماهگی	-۳۷۳۶۳/۸	۰/۰۶۱	-۳۷۳۵۵/۶	۰/۰۲۴	۰/۰۳۴	-۳۷۳۵۳/۳	۰/۰۲۵	۰/۰۰۹
۷ ماهگی	-۳۹۱۸۴/۲	۰/۰۵۸	-۳۹۱۷۵/۵	۰/۰۲۴	۰/۰۳۳	-۳۹۱۷۳/۷	۰/۰۲۴	۰/۰۱۱
۸ ماهگی	-۴۰۸۱۶/۳	۰/۰۵۴	-۴۰۸۰۷/۹	۰/۰۲۳	۰/۰۳۲	-۴۰۸۰۵/۹	۰/۰۲۳	۰/۰۰۹
۹ ماهگی	-۴۲۲۶۶/۷	۰/۰۵۴	-۴۲۲۵۸/۵	۰/۰۲۲	۰/۰۳۲	-۴۲۲۵۶/۸	۰/۰۲۳	۰/۰۰۹
۱۰ ماهگی	-۴۳۵۶۶/۱	۰/۰۵۲	-۴۳۵۵۷/۸	۰/۰۲۱	۰/۰۳۳	-۴۳۵۵۵/۸	۰/۰۲۲	۰/۰۰۸
۱۱ ماهگی	-۴۴۷۲۸/۵	۰/۰۵۱	-۴۴۷۲۰/۴	۰/۰۱۹	۰/۰۳۴	-۴۴۷۱۸/۶	۰/۰۲۲	۰/۰۰۷
۱۲ ماهگی	-۴۵۸۹۱/۸	۰/۰۵	-۴۵۸۸۳/۸	۰/۰۱۷	۰/۰۳۵	-۴۵۸۸۲/۲	۰/۰۲۲	۰/۰۰۶

به ترتیب در دامنه ۰/۰۲ تا ۰/۰۴ و ۰/۰۱ تا ۰/۰۲ برآورد گردید. مدل ۳ علاوه بر اثرات تصادفی مدل ۲ شامل اثر تصادفی محیط مشترک مادری بود که برآوردهای وراثت پذیری های مستقیم حاصل از این مدل تقریباً مشابه مقادیر برآورد شده توسط مدل ۲ بودند ولی برآوردهای وراثت پذیری های مادری در همه سنین مورد مطالعه کمتر از مقادیر متناظر در مدل ۲ بودند. آزمون نسبت درست‌نمایی نشان داد که برای برآورد مولفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی بره‌ها از تولد تا یک سالگی، مدل ۱ مناسب‌ترین مدل می‌باشد.

برآورد پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی بره‌ها از تولد تا سن یک سالگی حاصل از مدل‌های خطی مختلف در جدول ۵ آورده شده است. میزان وراثت پذیری مستقیم زنده‌مانی بره‌ها، حاصل از مدل‌های خطی مختلف در دامنه بین صفر تا ۰/۰۴۶ برآورد گردید. وراثت پذیری مستقیم حاصل از مدل ۱، که دارای اثر ژنتیک افزایشی مستقیم حیوان می‌باشد، بالاتر از برآوردهای توسط سایر مدل‌ها بود و دامنه تغییرات آن در ماه‌های مختلف از تولد تا یک سالگی بین ۰/۰۴ تا ۰/۰۵ برآورد گردید. مدل ۲ علاوه بر اثرات تصادفی ژنتیک افزایشی حیوان شامل ژنتیک مادری بود. وراثت پذیری مستقیم و مادری حاصل از این مدل برای صفت زنده‌مانی

جدول ۵- پارامترهای ژنتیکی، خطای استاندارد (SE) زنده‌مانی بره‌های کردی در مدل‌های مختلف

زنده مانگی	مدل ۱		مدل ۲			مدل ۳			
	LogL	h_a^2	LogL	h_m^2	h_a^2	LogL	c_d^2	h_m^2	h_a^2
۱ ماهگی	۹۸۲۳/۵	۰/۰۳۹	۹۸۲۰/۷	۰/۰۱۸	۰/۰۱۹	۹۷۲۱/۶	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۱۷
۲ ماهگی	۷۸۷۶/۳	۰/۰۳۷	۷۸۷۶/۲	۰/۰۱۲	۰/۰۲۵	۷۸۸۰/۲	۰/۰۲۸	۰	۰/۰۲۲
۳ ماهگی	۷۱۳۵	۰/۰۴۴	۷۱۳۶/۹	۰/۰۱۹	۰/۰۲۱	۷۱۳۸/۳	۰/۰۱۹	۰/۰۰۸	۰/۰۲
۴ ماهگی	۶۲۹۲/۴	۰/۰۳۵	۶۲۹۲/۱	۰/۰۰۸	۰/۰۲۸	۶۲۹۳/۴	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۲۶
۵ ماهگی	۵۶۱۱	۰/۰۴	۵۶۱۰/۳	۰/۰۰۷	۰/۰۳۲	۵۶۱۱/۷	۰/۰۱۹	۰	۰/۰۳۷
۶ ماهگی	۵۱۷۶/۱	۰/۰۴۲	۵۱۷۵/۴	۰/۰۰۷	۰/۰۳۴	۵۱۷۷/۲	۰/۰۲	۰	۰/۰۳۵
۷ ماهگی	۴۹۰۷/۹	۰/۰۴۴	۴۹۰۷/۴	۰/۰۰۹	۰/۰۳۷	۴۹۰۸/۷	۰/۰۲	۰	۰/۰۳۷
۸ ماهگی	۴۶۵۴/۸	۰/۰۴۶	۴۶۵۴/۹	۰/۰۱۲	۰/۰۳۵	۴۶۵۵/۸	۰/۰۱۷	۰/۰۰۳	۰/۰۳۶
۹ ماهگی	۴۴۷۲/۸	۰/۰۴۳	۴۴۷۳/۴	۰/۰۱۳	۰/۰۳۲	۴۴۷۳/۶	۰/۰۱۳	۰/۰۰۷	۰/۰۳۲
۱۰ ماهگی	۴۳۱۹/۸	۰/۰۴۲	۴۳۲۰/۱	۰/۰۱۲	۰/۰۳۴	۴۳۲۰/۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	۰/۰۳۳
۱۱ ماهگی	۴۱۸۳/۶	۰/۰۴۴	۴۰۳۴/۱	۰/۰۱۳	۰/۰۳۳	۴۱۸۴/۱	۰/۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۳۳
۱۲ ماهگی	۴۰۷۹/۹	۰/۰۴۴	۴۰۸۰/۲	۰/۰۱۱	۰/۰۳۳	۴۰۸۰/۱	۰/۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۳۴

بیشترین میزان آن‌ها مربوط به زنده‌مانی در سن ۲ ماهگی مشاهده شد.

مولفه واریانس ژنتیکی افزایشی، وراثت پذیری در مقیاس لگاریتمی در مدل حیوانی از زمان تولد تا سن ۸ ماهگی روند نزولی و بعد از آن روند صعودی را دارد. مقدار وراثت پذیری لگاریتمی (۰/۱۲ تا ۰/۳۲)، وراثت پذیری اولیه بالا (۰/۵۰ تا ۰/۸۷)

مولفه‌های واریانس ژنتیکی و مقادیر وراثت پذیری لگاریتمی، اولیه و موثر حاصل از مدل پدری و حیوانی برای زنده‌مانی از تولد تا یک سالگی بره‌های کردی در جدول ۶ آورده شده است. مقادیر وراثت پذیری لگاریتمی، وراثت پذیری اولیه و وراثت پذیری موثر حاصل از مدل پدری به ترتیب در دامنه (۰/۰۴ تا ۰/۰۹)، (۰/۲۱ تا ۰/۴۱) و (۰/۰۷ تا ۰/۱۶) برآورد گردید که

در سن سه ماهگی با مقدار ۰/۴۲۷ مشاهده شد (جدول ۶).

و مقدار وراثت پذیری موثر حاصل از مدل حیوانی در دامنه ۰/۱۸ تا ۰/۴۳ برآورد گردید که بیشترین میزان آن مربوط به زنده‌مانی

جدول ۶ - برآورد مولفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی حاصل از مدل پدري و مدل حیوانی بره‌های کردی

مدل حیوانی				مدل پدري				
h_{eff}^2	h_{ori}^2	h_{log}^2	σ_a^2	h_{eff}^2	h_{ori}^2	h_{log}^2	σ_s^2	
۰	۰	۰	۰	۰/۱۳۱	۰/۳۱۲	۰/۰۸۲	۰/۰۳۵	۱ ماهگی
۰/۴۱۰	۰	۰/۳۰۴	۰/۷۵۶	۰/۱۶۸	۰/۴۱۲	۰/۱۱	۰/۰۴۵	۲ ماهگی
۰/۴۲۷	۰	۰/۳۱۹	۰/۸۱	۰/۱۴۲	۰/۴۱۳	۰/۰۸۸	۰/۰۳۸	۳ ماهگی
۰/۲۸۸	۰/۸۴۴	۰/۱۹۹	۰/۴۲۳	۰/۰۹۱	۰/۲۴۱	۰/۰۵۶	۰/۰۲۴	۴ ماهگی
۰/۲۳۸	۰/۶۳۵	۰/۱۶۱	۰/۳۲۳	۰/۰۷۲	۰/۱۷۹	۰/۰۴۴	۰/۰۱۸	۵ ماهگی
۰/۲۲۶	۰/۶۱۹	۰/۱۵۲	۰/۳۰۲	۰/۰۸۲	۰/۲۱۱	۰/۰۵	۰/۰۲۱	۶ ماهگی
۰/۲۲۱	۰/۶۰۷	۰/۱۴۹	۰/۲۹۳	۰/۱۰۷	۰/۲۷۹	۰/۰۶۶	۰/۰۲۸	۷ ماهگی
۰/۱۸۷	۰/۵۰۰	۰/۱۲۳	۰/۲۳۶	۰/۰۸۱	۰/۲۱۰	۰/۰۴۹	۰/۰۲۱	۸ ماهگی
۰/۲۰۶	۰/۵۶۶	۰/۱۳۸	۰/۲۶۷	۰/۰۹۱	۰/۲۴۲	۰/۰۵۶	۰/۰۲۴	۹ ماهگی
۰/۲۱۶	۰/۶۲۱	۰/۱۴۵	۰/۲۸۴	۰/۰۹۲	۰/۲۵۲	۰/۰۵۶	۰/۰۲۴	۱۰ ماهگی
۰/۲۱۳	۰/۶۲۵	۰/۱۴۲	۰/۲۷۹	۰/۰۹۴	۰/۲۶۶	۰/۰۵۸	۰/۰۲۴	۱۱ ماهگی
۰/۲۳۷	۰/۷۳۶	۰/۱۶۰	۰/۳۲۲	۰/۰۹۸	۰/۲۸۶	۰/۰۶	۰/۰۲۵	۱۲ ماهگی

بحث

به عنوان واریانس کمکی اثر معنی‌داری بر صفات مورد مطالعه داشتند (جدول ۲ و ۳).

علت معنی‌دار بودن اثر سال بر صفات، تغییرات سالیانه مدیریت، آب و هوا و ابتلا حیوانات به بیماری‌ها است (آوموآ و همکاران ۱۹۹۹). در ایستگاه اصلاح نژاد حسین آباد شیروان، تغذیه میش‌ها و بره‌ها تا حدود زیادی به مراتع و پس چر مزارع کشت غلات وابسته هستند که مقدار و کمیت آن‌ها در سال‌های مختلف بسته به وضعیت آب و هوایی و میزان بارش برف و باران، متغیر است و تاثیر آن بر طول عمر و زنده‌مانی بره‌ها مشهود است.

در مطالعه وطن‌خواه و طالبی (۲۰۰۹) و برازنده و همکاران (۲۰۱۲) نیز اثر سال بر صفات طول عمر و ماندگاری بره‌ها تا یک

ماندگاری بره تا زمان عرضه به بازار یکی از مهمترین فاکتورهای اقتصادی پرورش گوسفند به شمار می‌آید.

اهمیت بسیار زیاد محاسبه نرخ بقا بره‌ها و تلاش در جهت افزایش زنده‌مانی بره‌ها با هدف افزایش تعداد بره‌های از شیر گرفته و قابل پرور، در راستای افزایش سودآوری اقتصادی گله‌داران و افزایش راندمان صنعت پرورش گوسفند می‌باشد. به همین دلیل بقاء، هدف اصلی بسیاری از مطالعات و تحقیقات به‌ویژه در کشورهای دارای سیستم‌های پیشرفته و وسیع کشاورزی و دامپروری می‌باشد. بررسی عوامل غیر ژنتیکی موثر بر طول عمر و زنده‌مانی بره‌ها از تولد تا یک‌سالگی نشان دادند که اثر عوامل ثابت سال تولد، فصل زایش، نوع تولد، جنس بره‌ها، سن مادر و همچنین عامل وزن تولد

میزان بیشتری در معرض مرگ بر اثر ابتلا به تب، ذات‌الریه و سایر بیماری‌ها قرار دارند. افزون بر آن، اثرات مادری موثر بر بقاء بره‌ها در دو قلوها دچار اختلال می‌شود چون میش ممکن است برای رسیدگی به همه بره‌ها با کمبود زمان مواجه شود (احمد و همکاران ۲۰۱۰).

همچنین، بره‌های دوقلو به علت محدود بودن شیر تولیدی توسط مادر، به علت فقدان توانایی ژنتیکی تولید شیر زیاد و یا عوامل محیطی محدودکننده مصرف موادمغذی، مرگ و میر بیشتری دارند (اسنودر و نایت ۱۹۹۵، اسنودر و همکاران ۲۰۰۱).

میزان مرگ و میر بره‌های نر از بره‌های ماده بیشتر بوده و دارای طول عمر کمتری می‌باشند (جداول ۲ و ۳). میزان بیشتر مرگ و میر در نرها ممکن است به علت عوامل تعیین‌کننده وابسته به جنس باشد (ماندال و همکاران ۲۰۰۷).

با بررسی نتایج مشخص گردید سن مادر عامل موثر و معنی‌داری در طول عمر و ماندگاری بره‌ها می‌باشد (جداول ۲ و ۳) و بالاترین میزان ماندگاری بره‌ها متعلق به بره‌های با مادران شکم سوم و بالاتر و کمترین میزان ماندگاری بره‌ها در بره‌های با مادران شکم اول و دوم می‌باشد که احتمالاً به‌خاطر عدم رشد کامل سیستم پستانی و دستگاه تولید مثلی میش‌های با سن کمتر در زایش اول و دوم و کم بودن حس مادری به‌طور کامل و همچنین نبود ظرفیت کامل پستانی جهت تولید شیر به میزان لازم جهت تغذیه بره می‌باشد.

همچنین یکی دیگر از عوامل موثر بر زنده‌مانی بره‌ها، احتمالاً وقوع سخت‌زایی می‌باشد که عموماً بیشتر در میش‌های چاق و کم تحرک و میش‌های جوان بروز می‌کند که با افزایش سن مادر و رشد و تکامل سیستم تولید مثلی از جمله رحم، لگن و پستان‌ها و کسب تجربه کافی و تقویت حس مادری در مراقبت و نگهداری بره، میزان ماندگاری بره‌ها با افزایش سن مادر افزایش می‌یابد. ساوالا و همکاران (۲۰۰۷) و سوتی و همکاران (۲۰۰۱) در مطالعاتی جداگانه اثر سن مادر بر زنده‌مانی بره‌ها را مورد بررسی قرار داده و گزارش نمودند، افزایش سن مادر موجب بهبود نرخ زنده‌مانی بره‌ها می‌شود که با نتایج این تحقیق مطابقت دارد.

سالگی معنی‌دار گزارش شده است. همچنین، بررسی‌ها نشان دادند که بره‌هایی که در انتهای فصل زایش به دنیا آمده‌اند دارای طول عمر و زنده‌مانی کمتری می‌باشند (جداول ۲ و ۳). دلیل احتمالی این مساله مدیریت ضعیف زایش‌ها در اواخر فصل زایش است و یا این‌که در فصل جفت‌گیری، میش‌هایی که از نظر وضعیت بدنی ضعیف هستند دیرتر آبستن می‌شوند. این میش‌ها هنگام زایمان نیز ضعیف هستند و کیفیت رفتارهای مادرانه در آن‌ها نامطلوب است و زمان کمتری را به لیسیدن بره بدو تولد می‌گذرانند و رابطه بین آن‌ها و بره‌شان ضعیف است تا جایی که مشاهده شده است که بره‌های میش‌هایی که دچار سوءتغذیه هستند از آن‌ها می‌گریزند (دایر ۲۰۰۸).

سوءتغذیه میش در اواخر آبستنی باعث عدم توسعه مناسب سیستم پستانی و کمبود وزن آن‌ها می‌شود که نتیجه آن تولید کمتر آغوز و شیر می‌باشد (کاریسمیادو و همکاران ۲۰۰۰، هچر و همکاران ۲۰۰۹). افزودن مکمل‌های سلنیوم، ویتامین E و اسید چرب به جیره میش آبستن به ویژه در سه ماه آخر آبستنی، باعث بهبود زنده‌مانی بره شده است (دایر ۲۰۰۸).

به علاوه، با اجرای برنامه ویژه تغذیه ای (فلاشینگ) قبل از دوره جفت‌گیری می‌توان وضعیت بدنی میش‌ها را بهبود بخشید (هچر و همکاران ۲۰۰۹). همچنین می‌توان برای بره‌هایی که در ماه آخر زایش متولد می‌شوند و مادران آن‌ها، مراقبت‌های ویژه‌ای در نظر گرفت. بنابه پیشنهاد موکاسا موگروا و همکاران (۲۰۰۰)، بعد از تولد نیز می‌توان با تدابیری وزن را بهبود داد. مثل معرفی کردن بره‌های ضعیف، بی‌مادر یا رها شده به میش‌های دیگر، اجازه تغذیه از شیر مادر به صورت نوبتی در بره‌های دوقلو، بررسی نحوه ارتباط مادر با بره به ویژه در بدو تولد تا ۲۴ ساعت که اگر مشاهده شده میش بره را پس می‌زند، بره نزدیک مادر نگه داشته شود.

مقایسه زنده‌مانی و طول عمر بره‌های تک‌قلو با دوقلو نشان داد که بره‌های تک‌قلو دارای طول عمر و زنده‌مانی بیشتری نسبت به دوقلوها می‌باشند (جداول ۲ و ۳).

بره‌هایی که به صورت دو قلو به دنیا می‌آیند به علت کمبودهای دوران جنینی و ذخایر بدنی کم (آوموآ و همکاران ۱۹۹۹) به

نتیجه گیری

ارزیابی مدل‌های ژنتیکی مختلف جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت طول عمر نشان داد که مدل ۳ که شامل اثرات تصادفی ژنتیک افزایشی، ژنتیک مادر و محیط مشترک مادری می‌باشد مناسب‌ترین مدل در برآورد پارامترهای ژنتیکی می‌باشد.

منابع

- Aslaminejad, A.A., Saghi, D.A., Dashab, G. and Zabetyan, M. 2011. Evaluation of environmental effect on Baluchi lamb survival between birth day and weaning. *Iranian Journal of Animal Science*. 3(3): 292-296.
- Ahmed, A., Egwu, G. O., Garba, H. S. and Magaji, A. A. 2010. studies on risk factors of mortality in lambs in Sokoto, Nigeria. *Nigerian Veterinary Journal*. 31(1):56-65.
- Awemu E.M., Nwakalor, L.N., and Abubakar, B.Y. 1999. Environmental influences on preweaning mortality and reproductive performance of Red Sokoto does. *Small Ruminant Research*, 34: 161-165.
- Bahri Binabaj F., Tahmurespour M., Aslaminejad A. A. and Vatankhah M. 2013. The investigation of nongenetic factors affecting survival of Karakul lambs from birth to one year of age using linear and nonlinear models. *Small Ruminant Research*, 113(1): 34- 39.
- Barazandeh, A., Molaei Moghbeli, S., Vatankhah, M., Ghavi Hossein-Zadeh, N. 2012. Lamb survival analysis from birth to weaning in Iranian Kermani sheep. *Tropical Animal Health & Production*; 44: 929- 934.
- Caraviello, D. Z., Weigel, K. A., and Gianola, D. 2004. Comparison between a weibull proportional hazards model and linear model for predicting the genetic merit of US jersey sires for daughter longevity. *J. Dairy Sci.* 87: 1469-1476.

رابطه خطی و درجه دوم معنی‌داری بین وزن تولد و طول عمر و زنده‌مانی بره‌ها از تولد تا یک سالگی مشاهده شد (جداول ۲ و ۳). هچر و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی رابطه ماندگاری بره با وزن تولد بره را مورد ارزیابی قرار دادند و همبستگی قابل توجهی بین وزن تولد و بقا بره را گزارش نمودند.

بره‌های با وزن تولد بیشتر و سنگین‌تر دارای قدرت بدنی بیشتری می‌باشند که خیلی سریع‌تر شروع به مکیدن شیر از پستان نموده و در نتیجه آغوز بیشتری در ابتدای زمان تولد دریافت کرده و از طرفی میسر را نیز جهت تولید شیر بیشتر تحریک می‌کنند و شانس بقاء خود را افزایش می‌دهند.

البته سنگین بودن وزن تولد بره تا آنجایی مطلوب است که سبب سخت‌زایی و مرگ بره نشود. در صورتی که بره‌های با وزن تولد کم عمدتاً با مشکلات مقدار کم هورمون تیروئید (دایر و لورنس ۲۰۰۵) و ذخیره چربی (ورمول و مورنت ۱۹۸۶) و پایین بودن درجه حرارت مقعدی (میلر و همکاران ۲۰۱۰) مواجه هستند. این بره‌ها به علت قدرت بدنی و ذخایر چربی کمی که دارند ایستادن و حرکت به سمت مادر و مکیدن پستان برایشان مشکل است و با محرومیت از مراقبت‌های مادر نیز مواجه خواهند بود، زیرا فعالیت بره بعد از تولد بر میزان توجه و مراقبت مادر اثرگذار است (دایر ۲۰۰۳). به علت تاخیر در دریافت آغوز (چنیتر و همکاران ۲۰۱۱) و در نتیجه پایین بودن سطح ایمونوگلوبولین‌های خون توانایی این بره‌ها برای مقابله با شرایط دشوار محیط بدو تولد و بیماری‌های احتمالی نیز کم است بنابراین این مرگ و میر بره‌های با وزن تولد پایین افزایش می‌یابد.

شاید یکی از دلایل مشاهده رابطه درجه دو برای وزن بدن با زنده‌مانی بخصوص بعد از شیرگیری را بتوان به این نکته نسبت داد که بره‌های سنگین نیاز غذایی بالاتری داشته و به علت یکسان بودن و ناکافی بودن پوشش گیاهی مراتع و یا پس پر محصولات زراعی، این دسته از بره‌ها نمی‌توانند نیاز غذایی خود را تامین نمایند و بیشتر در معرض مرگ قرار می‌گیرند.

- Charismiadou, M.A., Bizelis, J.A., and Rogdakis, E. 2000. Metabolic changes during the perinatal period in dairy sheep in relation to level of nutrition and breed. I. Late pregnancy. *Animal Physiology and Animal Nutrition*, 84: 61-72.
- Chniter, M., Hammadi, M., Khorchani, T., Krit, R., Lahsoumi, B., Ben Sassi, M., Nowak, R., and Ben Hamouda, M. 2011. Phenotypic and seasonal factors influence birth weight, growth rate and lamb mortality in D, man sheep maintained under intensive management in Tunisian oases. *Small Ruminant Research*, 99: 166-170.
- Ducrocq, V., and Solkner, J. 2000. The survival kit v3.12 user's manual.
- Dwyer, C.M. 2003. Behavioural development in the neonatal lamb: effect of maternal and birth related factors. *Theriogenology*, 59: 1027-1110.
- Dwyer, C.M., 2008. The welfare of the neonatal lamb. *Small Ruminant Research*, 76: 31-41.
- Dwyer, C.M., and Lawrence, A.B. 2005. A review of the behavioural and physiological adaptation of hill and lowland breeds of sheep that favors lamb survival. *Applied Animal Behavioral Science*, 92: 235-260.
- Hatcher S., Atkins, K.D. and Safari, E. 2009. Phenotypic aspects of lamb survival in Australian Merino sheep. *Journal of Animal Science*, 87: 2781-2790.
- Mandal, A., Prasad, H., Kumar, A., Roy, R., and Sharma, N. 2007. Factors associated with lamb mortalities in Muzaffanagari sheep. *Small Ruminant Research*, 71: 273-279.
- Meyer, K. 2006. Wombat: A program for mixed model analysis by restricted maximum likelihood. *Animal Genetics and breeding Unit. Armidale*.
- Miller, D. R., Blache, D., Jackson, R. B., Dowine, E. F., and Roche, J. R. 2010. Metabolic maturity at birth and neonate lamb survival: Association maternal factors, litter size, lamb birth weight, and plasma metabolic and endocrine factors on survival and behavior. *Journal of Animal Science*, 88: 581-593.
- Mukasa-Mugerwa, E., Lahlou-Kassi, A., Anindo, D., Rege, J. E. O., Tembely, S., Tobbo, M. and Baker, R. L. 2000. Between and within breed variation in lamb survival and the risk factors associated with major causes of mortality in indigenous Horro and Menze sheep in Ethiopia. *Small Ruminant Research*, 37, 1-12.
- Sawalha, R.M., Conington, J., Brotherstoune, S. and Villanueva, B. 2007. Analyses of lamb survival of Scottish Blackface sheep. *Animal*, 1: 151-157.
- Snowder, G.D., and Knight, A.D. 1995. Breed effects on foster lamb and foster dam on lamb viability and growth. *Journal of Animal Science*, 73: 1559-1566.
- Snowder, G.D., Knight, A.D., VanVleck, L.D., Bromley, C.M., and Kellom, T.R. 2001. Usefulness of subjective ovine milk scores:1. Association with range ewe characteristics and lamb production. *Journal of Animal Science*, 79: 811-818.
- Southey, B.R., Rodrigues Zas, S.L., and Leymaster, K.A. 2001. Survival analysis of lamb mortality in a terminal sire composite population. *Journal of Animal Science*, 79: 2298-2306.
- Vatankhah, M., and Talebi., M.A. 2009. Genetic and non-genetic factors affecting mortality in Lori-Bakhtiari lambs. *Asian Australasian Journal of Animal Science*, 22: 459-646.
- Vatankhah, M. 2013. Estimation of the genetic parameters for survival rate in Lori-Bakhtiari lambs using linear and weibull proportional hazard models. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 15: 1133-1143.
- Vermorel, M., and Vernet, J. 1986. Major factors affecting thermogenesis and cold resistance of newborn lambs. Factors affecting the survival of newborn lambs. *Proceedings of seminar in the CEC program of coordination of agricultural research Brussels*.

