تولیدات دامی
دوره ۲۱ ■ شماره ۲ ■ تابستان ۱۳۹۸
صفحه‌های ۱۹۲-۱۸۱

برآورد عوامل غیر ژنتیکی و ژنتیکی مؤثر بر صفت بقا در گوسفند زندی

علی وجدان حسن کیاده[۱]، محمد رکوعی[۲*]، غلامرضا داشاب[۳]، سید احمدرضا سید علیان[۴]، هادی فرجی آروق[۵]

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
۲. دانشیار، گروه علوم دامی و بیوانفورماتیک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
۳. دانشیار، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
۴. مربی، مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور، کرج، ایران.
۵. استادیار، پژوهشکده دام‌های خاص، دانشگاه زابل، زابل، ایران.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۹/۰۶ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۱۲/۲۲

چکیده

این تحقیق با هدف برآورد عوامل محیطی مؤثر بر بقا و برآورد پارامترهای ژنتیکی بقا از یک تا آخرین روز رکوردبرداری در گوسفند زندی انجام شد. اطلاعات مورد استفاده شامل رکوردهای بقا ۹۵۵۸ بره متولدشده از ۲۷۳ قوچ و ۲۳۲۸ میش بود که توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور در طول ۲۵ سال (۱۳٦٦ تا ۱۳۹۰) جمع‌آوری شده بود. عوامل مؤثر بر بقا و خطر حذف توسط دو بسته نرم‌افزاری Survival و cmprsk برآورد شدند. برآورد مؤلفه‌های واریانس صفت بقا با استفاده از توزیع نمایی بر مبنای داده‌های سانسورشده توسط مدل با اثر افزایشی (مدل ۱) و مدل با اثر افزایشی و محیط دائم مادری (مدل ۲) تحت رویکرد بیزین و تکنیک نمونه‌گیری گیبس انجام گرفت. تعداد ۱۰۰۰۰۰۰ نمونه با دوره سوخته ۱۰۰۰۰۰ و فاصله نمونه‌گیری ۷۵ برای برآورد مؤلفه‌های واریانس استفاده شد. نتایج نشان داد، که اثرات عوامل سال تولد، ماه تولد، وزن تولد، نوع تولد، جنس بره (P<۰/۰۰۱) و سن مادر (P<۰/۰۱) بر صفت بقا معنی‌دار بود. وراثت‌پذیری مستقیم صفت بقا در مدل ۱ و ۲ به‌ترتیب ۰/۱۸٤ (۰/۱۳٦-۰/۲۳٤) و ۰/۱٦۲ (۰/۱۲۰-۰/۲۱۰) بود. نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی ۰/۰٤٦ (۰/۰۳۱-۰/۰٦۵) بود. براساس نتایج این تحقیق، بهبود ژنتیکی بقا بره‌های زندی توسط انتخاب ژنتیکی امکان‌پذیر بوده و مدیریت بهتر عوامل محیطی در کاهش خطر حذف بره‌های این نژاد مؤثر می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: پارامتر ژنتیکی، خطر حذف، داده سنسورشده، گوسفند زندی، نمونه‌گیری گیبس، وراثت‌پذیری.

* نویسنده مسئول
Email: Rokouei@uoz.ac.ir

www.SID.ir

مقدمه

تعداد و وزن بره‌های فروخته‌شده از هر میش تعیین‌کننده سودآوری در گله‌های گوسفند بوده که خود تحت تأثیر عواملی همچون میزان آبستنی میش، تعداد بره متولدشده در هر زایمان و بقای بره‌های متولدشده تا حین فروش می‌باشد [٤]. افزایش بره پرورش یافته به‌ازای هر میش در هر سال باعث بهبود بهره‌وری میش می‌گردد. نرخ پایین بقای بره‌ها ممکن است به‌عنوان مانعی برای به‌دست‌آوردن راندمان بالای تولیدمثلی باشد زیرا سود افزایش تعداد بره در تولد با کاهش بقای بره در نتیجه چندقلوزایی خنثی می‌شود. بنابراین برنامه‌های اصلاح نژادی با هدف افزایش راندمان تولیدمثلی باید در جهت افزایش نرخ بقا انجام گیرد [۷، ۱۲، ۱۹].

بقای پس از زایمان به‌صورت یک صفت پیوسته با استفاده از تعداد واقعی روزهایی که قبل از مرگ و سنسور زنده بوده، تعریف می‌شود. اگر بره‌ها در پایان دوره خاص هنوز زنده بوده یا در طول دوره‌ای به‌واسطه دلایلی که مرتبط با قابلیت زیست آنها نبوده (کشتار، حوادث و حذف مرتبط با مدیریت گله) از گله حذف شدند به‌عنوان داده سنسور در نظر گرفته می‌شوند [۱۷]. بقای بره یک صفت پیچیده‌ای است که تحت تأثیر ژنتیک مستقیم و مادری و اثرات محیطی قرار می‌گیرد. اثرات محیطی موقت نزدیک به ۹۰ درصد تنوع در بقای بره را ایجاد می‌کنند. عوامل محیطی متعددی از جمله آب‌وهوا، مدیریت گله بر بقای بره تأثیر گذاشته و می‌تواند دلیلی بر وراثت‌پذیری پایین در این صفت باشد [۹]. همچنین عوامل دیگری از جمله سن و وزن مادر، شکم زایش، وضعیت بدنی مادر، نوع تولد، جنس و وزن تولد بره نیز می‌توانند بر بقای بره تأثیر داشته باشند [١٦]. بهبود بقای بره از طریق انتخاب ژنتکی به‌دلیل تأثیر تعداد زیاد عوامل محیطی و مشکل ارزیابی مناسب یک صفتی که به‌صورت دوجمله‌ای بیان می‌شود، چالش‌برانگیز است [۲۳].

وراثت‌پذیری مستقیم صفت بقا در برخی مطالعات نژادهای خارجی در دامنه ۰/۰۵ تا ۰/۱۸ برآورد شده است [۹ و ۱۷]. دامنه وراثت‌پذیری بقا برای گوسفند لری بختیاری، مغانی و بلوچی به‌ترتیب ۰/۰۱-۰/۲۲، ۰/۰۰٤- ۰/۰٦۹ و ۰/۰۸۵- ۰/۱٦۸ گزارش گردیده است [۱، ۳، ۱۲]. تجزیه و تحلیل بقا از طریق استفاده از زمان زنده‌مانی امکان تمایز بین مرگ زود هنگام و دیرهنگام بره در یک دوره معین را فراهم می‌کند [۱۲]. برتری مدل‌های تجزیه و تحلیل بقا نسبت به ارزیابی متعارف بقا این است که عوامل وابسته به زمان و رکوردهای سنسور شده ممکن است در تجزیه و تحلیل بقا در نظر گرفته شود [٦].

گوسفند زندی نژاد پوستی- گوشتی ایران است که بیشتر در مناطق مرکزی ایران و در استان‌های تهران، قم و مرکزی پرورش داده می‌شوند. اگرچه این نژاد در گروه گوسفندان پوستی می‌باشد اما امروزه به‌دلیل کاهش تقاضا برای پوست، جهت تولید گوشت پرورش داده می‌شود [۱۱]. مطالعه صفت زنده‌مانی در نژاد زندی در تحقیقات دیگر وجود دارد [۲]، اما این صفت محدود به دوره زمانی تولد تا شیرگیری مورد مطالعه قرار گرفته است و بدون در نظر گرفتن توزیع احتمال پیوسته زمان برای میزان بقا انجام شده است. به‌دلیل اهمیت اقتصادی صفت بقا در پرورش گوسفند بهتر است این صفت در برنامه‌های اصلاح نژادی منظور شود. وارد کردن این صفت در برنامه‌های اصلاحی و بهبود ژنتیکی آن نیازمند شناسایی و برآورد اثرات عوامل محیطی مؤثر بر این صفت و برآورد صحیح پارامترهای ژنتیکی آن است [۱].

گزارش‌های مربوط به تجزیه و تحلیل بقا بیشتر به‌صورت یک صفت دوتایی (صفر و یک) در دوره‌های زمانی مختلف و بدون در نظر گرفتن توزیع احتمال

Archive of SID
www.SID.ir

پیوسته زمان به‌عنوان مهم‌ترین تعریف برای میزان بقا صورت گرفته است. به بیان دیگر ارزیابی صفت زنده‌مانی در محدوده‌های زمانی (محدوده‌های وزن‌کشی) که معمولاً در نظر گرفته می‌شود، انجام شده و این حالت امکان ارزیابی وجود تفاوت بین نمونه‌های که در یک محدوده زمانی از گله خارج شده‌اند را فراهم نمی‌کند. از طرف دیگر ممکن است برخی از عوامل محیطی نیز وابسته به زمان باشند که در روش‌های ذکرشده امکان در نظر گرفتن صحیح این عوامل در مدل وجود ندارد. بنابراین هدف از تحقیق حاضر، شناسایی عوامل غیرژنتیکی مؤثر بر بقا و برآورد پارامترهای ژنتیکی این صفت بر اساس یک توزیع احتمال پیوسته نمایی و بدون در نظر گرفتن محدوده زمانی برای صفت بقا به‌روش نمونه‌گیری گیبس در گوسفند زندی بود.

مواد و روش‌ها

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق مربوط به اطلاعات گوسفند زندی بود، که توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور در طول ۲۵ سال (۱۳٦٦ تا ۱۳۹۰) جمع‌آوری شده بود. اطلاعات شجره مورد استفاده مربوط به ۹۵۵۸ رأس بره زندی از ۲۷۳ رأس قوچ و ۲۳۲۸ رأس میش بود. خصوصیات شجره جمعیت مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. صفت مورد بررسی در این پژوهش شامل بقای بره در گله از زمان تولد تا زمان آخرین رکورد ثبت‌شده در نظر گرفته شد. نحوه محاسبه بقا برای هر بره با استفاده از اختلاف بین تاریخ تولد و تاریخ آخرین رکورد ثبت‌شده حیوان محاسبه گردید. اطلاعات حیوانی که دارای تاریخ حذف بوده یا ۱۸ ماه از تاریخ آخرین رکوردگیری آنها می‌گذشت به‌عنوان داده کامل (٦٤ درصد) و برای حیواناتی که دارای زمان حذف مشخص نبودند، به‌عنوان سانسور شده راست (۳٦ درصد) در نظر گرفته شدند.

جدول ۱. خصوصیات شجره جمعیت مورد مطالعه

	تعداد
حیوانات شجره	۹۵۵۸
حیوانات دارای رکورد	۹۰٤۰
میش	۲۳۲۸
قوچ	۲۷۳
حیوانات هم‌خون	۳۹۳٦
حیوانات دارای والدین معلوم	۷٤۹٤
حیوانات دارای نتاج	۲۵۹۹
حیوانات بدون نتاج	٦۹۵۹

ویرایش‌های لازم بر روی داده‌ها و ایجاد فایل‌های مناسب برای تجزیه و تحلیل توسط نرم‌افزار FoxPro انجام گرفت. از رابطه۱ به منظور بررسی عوامل مؤثر بر بقا استفاده گردید.

رابطه ۱)
$$(y \times s)_{ijklmn} = \mu + A_i + B_j + T_k + M_l + BWkod_m + S_n + e_{ijklmn}$$

که در این رابطه، y_{ijklmn}، سن هر بره در زمان حذف به روز؛ s_{ijklmn}، نوع سانسور هر مشاهده؛ μ، میانگین کل؛ A_i، اثر iامین سن مادر؛ B_j، اثر jامین سال تولد بره؛ T_k، اثر kامین نوع تولد؛ M_l، اثر lامین ماه تولد؛ $Bwcod_m$، اثر mامین کد وزن تولد (bw ≥ ۳/٦، ۳/٦< bw ≤ ٤، ٤<bw ≤ ٤/۵، ٤/۵<bw≤۵ و ۵<bw)؛ S_n، اثر nامین جنس بره و e_{ijklmn}، اثرات باقیمانده می‌باشد. بعد از برآورد اثرات عوامل مؤثر بر بقا، میزان خطر حذف دام‌ها در پنج کلاس زمانی مختلف (۱۰۰، ۲۰۰، ۳۰۰، ٤۰۰ و ۵۰۰ روزگی) بین سطوح مختلف عوامل مورد مقایسه قرار گرفت.

به‌منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت بقا در این تحقیق از توزیع نمایی بر مبنای داده‌های سانسورشده استفاده گردید. برآوردهای پارامترهای ژنتیکی میزان بقا بره‌ها با استفاده از دو مدل یک (اثرات تصادفی ژنتیک

Archive of SID
www.SID.ir

افزایشی حیوان) و مدل دو (اثرات تصادفی حیوان و اثرات محیطی دائمی مادری) برآورد شد. مدل‌های حیوانی مورد استفاده به‌صورت رابطه ۲ و ۳ بودند:

رابطه ۲)
$$H_{ijklmn}(t) = h_0(t)\exp[yb_i + mb_j + sex_k + lsize_l + BW_m + animal_n]$$

رابطه ۳)
$$H_{ijklmno}(t) = h_0(t)\exp[yb_i + mb_j + sex_k + lsize_l + BW_m + animal_n + dam_o]$$

در رابطه‌های ۲ و ۳، $H_{ijklmn}(t)$، احتمال حذف هر حیوان در زمان t؛ $h_0(t)$، تابع خطر پایه با پارامتر مقیاس لاندا (λ)؛ yb_i، اثر ثابت سال تولد؛ mb_j، اثر ثابت ماه تولد؛ sex_k، اثر ثابت جنس؛ $lsize_l$، اثر ثابت نوع تولد؛ BW_m، اثر ثابت کد وزن تولد؛ $animal_n$، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی حیوان و dam_o، اثر تصادفی محیطی دائمی مادری می‌باشد.

جهت برآورد مؤلفه‌های واریانس صفت بقا، به تعداد یک میلیون نمونه با قلق‌گیری (دوره سوخته) یک صد هزار نمونه و فاصله نمونه‌گیری ۷۵ تولید شد. کنترل همگرایی رسیدن تجزیه و تحلیل‌ها توسط روش تشخیصی جی‌ویک بسته نرم‌افزاری BOA انجام گرفت [۲۰]. به‌منظور تعیین اثرات عوامل مؤثر بر بقا و محاسبه ریسک حذف حیوانات در زمان‌های مختلف از دو بسته آماری Survival [۱٤]، Cmprsk [۱۰] و برای برآورد مؤلفه‌های واریانس صفت بقا از بسته آماری MCMCglmm [۱۳] استفاده شد.

نتایج و بحث

جدول ۲ میانگین و معیار خطا درصد بقای بره‌ها از تولد تا سن ۵۰۰ روزگی را نشان می‌دهد. میزان حذف بره‌ها از تولد تا یک و سه ماهگی به‌ترتیب ۲/٦۸ و٤/٤٦ درصد بود. بیشترین درصد افت بقای بره‌ها در سنین ۱۵۰ و ۱۸۰ روزگی مشاهده می‌شود که درصد حذف بالاتر از ۵ درصد دارند و بعد از ۲۱۰ روزگی درصد حذف بره‌ها پایین می‌باشد. درصد حذف بالا در محدوده سنین ۱۵۰ و ۲۱۰ روزگی می‌تواند به‌دلیل فروش بره‌ها و حذف اختیاری بره‌های نر مازاد از گله‌ها باشد. مشابه تحقیق حاضر، برای گوسفند بلوچی نیز سه دوره زمانی در تابع تغییرات بقا مشاهده شد [۳] اما برای گوسفند بلوچی، بیشترین حذف حیوانات در سنین ٤۰۰ تا ۵۰۰ روزگی اتفاق می‌افتاد که متفاوت از گله زندی می‌باشد. شاید علت تفاوت نسبت حذف اختیاری بیشتری باشد که در محدوده بعد از ٤۰۰ روزگی در گله بلوچی اتفاق افتاده است.

جدول ۲. میانگین و معیار خطا درصد بقای بره‌ها از تولد تا ۵۰۰ روزگی

از تولد تا (روز)	تعداد سانسورشده	تعداد حذف‌شده	تعداد حیوان	بقا (درصد)	معیار خطا
۳۰	۸۲۷	۲۲۰	۷۹۹۳	۹۷/۳۲	۰/۱۷۸
٦۰	۸۲۸	۳٤٤	۷۸٦۸	۹۵/۸۱	۰/۲۲۱
۹۰	۱۰۸۵	٤۳٤	۷۵۲۱	۹۵/۵٤	۰/۲٤۷
۱۲۰	۱۹۹۹	۵۵٦	٦٤۸۵	۹۲/۱۰	۰/۲۸۷
۱۵۰	۲۰۰٤	۸٤۹	٦۱۸۷	۸۷/۹۳	۰/۳٦٦
۱۸۰	۲۰۱۱	۱۲۷۵	۵۷۵٤	۸۱/۸٦	۰/٤٤٦
۲۱۰	۲۰۳۸	۲۱۰٦	٤۸۹٦	٦۹/۹۲	۰/۵٤۲
۲٤۰	۲۰۳۹	۲۵۷۲	٤٤۲۹	٦۳/۲٦	۰/۵۷۲
۲۷۰	۲۰۵۵	۲۷۵۰	٤۲۳۵	٦۰/٦۳	۰/۸۱
۳۰۰	۲۲۲۳	۲۸٦٦	۳۹۵۱	۵۷/۹٦	۰/۵۸٦
۳۳۰	۲۲۲۵	۲۹٦۱	۳۸۵٤	۵٦/۵۵	۰/۵۹۰
۳٦۰	۲۲٤۷	۳۱۰۷	۳٦۸٦	۵٤/۲٦	۰/۵۹۵
۳۹۰	۲۳۳۸	۳۲۳۷	۳٤٦۵	۵۱/۷۰	۰/۵۹۹
٤۲۰	۲۳٤٦	۳۳۲۸	۳۳٦٦	۵۰/۲۸	۰/٦۰۲
٤۵۰	۲۳٤٦	۳٤۰٤	۳۲۹۰	٤۹/۱۵	۰/٦۰۳
٤۸۰	۲۳٤٦	۳٤٦۸	۳۲۲٦	٤۸/۱۹	۰/٦۰٤
۵۰۰	۲۳٤٦	۳۵۱۲	۳۱۸۲	٤۷/۵۳	۰/٦۰۵

Archive of SID
www.SID.ir

حداکثر درست‌نمایی، مقدار مربع کای، درجه آزادی و سطح معنی‌داری عوامل مؤثر بر بقای بره‌ها به تفکیک در جدول ۳ آورده شده است. چنانچه مشاهده می‌شود عوامل سال، ماه، جنس، نوع و کد وزن تولد (P<۰/۰۰۱) و سن مادر اثر معنی‌داری (P<۰/۰۱) بر روی بقای بره‌ها داشتند. خطر حذف حیوانات در کلاس‌های زمانی ۱۰۰ تا ۵۰۰ روزگی در دو جنس نر و ماده در جدول ٤ آورده شده است. ملاحظه می‌شود که از سن ۱۰۰ تا ۵۰۰ روزگی، خطر حذف نرها نسبت به ماده‌ها بیشتر است به‌طوری‌که ماده‌ها نسبت به نرها در سن ۱۰۰ روزگی ۳۵/۷۸ درصد خطر حذف کمتری داشتند. با افزایش سن تفاوت بین نر و ماده‌ها از نظر خطر حذف کمتر می‌شود، به‌طوری‌که در سن ۵۰۰ روزگی مقدار ۳۵/۷۸ درصد به ۱۵/۸۵ درصد کاهش می‌یابد. در هر دو جنس با افزایش سن، خطر حذف بیشتر می‌شود. چنانچه مشاهده می‌شود تفاوت بین دو جنس در پنج گروه زمانی معنی‌دار می‌باشد (P<۰/۰۱).

جدول ۳. عوامل مؤثر بر صفت بقا در جمعیت گوسفندان زندی

عوامل	لگاریتم درست‌نمایی	درجه آزادی	مربع کای	سطح معنی‌داری
سال تولد	-٤٥٥٠٤	۲۰	۱۰۵۷/۷۰	<۰/۰۰۱
ماه تولد	-٤٤٨٤٠	۷	۱٤٥/۲۱	<۰/۰۰۱
جنس تولد	-٤٤٩١۳	۱	۱۱۸۲/۰٦	<۰/۰۰۱
نوع تولد	-٤٤٨١۷	۲	٤٦/۳٥	<۰/۰۰۱
سن مادر	-٤٤٨٠٦	۷	۲۳/٤۲	<۰/۰۱
کد وزن تولد	-٤٤۷۹۱	٤	۲۸/۹۳	<۰/۰۰۱

جدول ٤. خطر حذف دام (خطای معیار) در کلاس‌های زمانی مختلف برای سطوح مختلف جنس و نوع تولد و گروه وزن تولد

عوامل	سطح	تا ۱۰۰ روزگی	تا ۲۰۰ روزگی	تا ۳۰۰ روزگی	تا ٤۰۰ روزگی	تا ۵۰۰ روزگی
جنس تولد	نر	۰/۱۰۹ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۵۰۵ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۷٤۸ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۸٤۲ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۹۲۱ (۰/۰۰۰۱)^{a}
	ماده	۰/۰۷۰ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/۳٥٤ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/۵۸٤ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/۷۰۵ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/۷۷۵ (۰/۰۰۰۱)^{b}
نوع تولد	تک قلو	۰/۰۸۰ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/٤۰۲ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/٦۲٦ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/۷٤۸ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/۸۲۷ (۰/۰۰۰۱)^{c}
	دو قلو	۰/۱۰۰ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/٤۳۷ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۷۰۹ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/۷۸۵ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/۸۳٦ (۰/۰۰۰۱)^{b}
	سه قلو و بالاتر	۰/۰۷۷ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/۳۸۵ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/۷۹۵ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۸٤٦ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۸۹۷ (۰/۰۰۰۱)^{a}
گروه وزن تولد (kg)	۳/٦ ≥bw	۰/۱۵۲ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/٤۷۱ (۰/۰۰۰۲)^{a}	۰/۷۳۸ (۰/۰۰۰۲)^{a}	۰/۸۱۲ (۰/۰۰۰۲)^{a}	۰/۸٦۷ (۰/۰۰۰۱)^{a}
	٤ ≥bw> ۳/٦	۰/۰۹٦ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/٤۱۳ (۰/۰۰۰۳)^{b}	۰/٦۷۰ (۰/۰۰۰۲)^{b}	۰/۷۸٤ (۰/۰۰۰۲)^{b}	۰/۸۵۰ (۰/۰۰۰۱)^{b}
	٤/۵ ≥bw> ٤	۰/۰۷۳ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/٤۰۵ (۰/۰۰۰۳)^{c}	۰/٦۲۳ (۰/۰۰۰۳)^{c}	۰/۷۷۱ (۰/۰۰۰۲)^{c}	۰/۸۳۳ (۰/۰۰۰۲)^{c}
	۵ ≥bw> ٤/۵	۰/۰٦۵ (۰/۰۰۰۱)^{d}	۰/۳۸٦ (۰/۰۰۰۳)^{d}	۰/۵۹۲ (۰/۰۰۰۳)^{d}	۰/۷۱۳ (۰/۰۰۰۲)^{d}	۰/۸۰۷ (۰/۰۰۰۲)^{d}
	bw> ۵	۰/۰۳۵ (۰/۰۰۰۱)^{e}	۰/۳٦۷ (۰/۰۰۰۳)^{e}	۰/۵۸۰ (۰/۰۰۰۳)^{e}	۰/٦٦۵ (۰/۰۰۰٤)^{e}	۰/۷٦٦ (۰/۰۰۰٤)^{e}

a-b: در هر ستون، خطر حذف برای سطوح مختلف عوامل با حروف لاتین متفاوت معنی‌دار است (P<۰/۰۱).

Archive of SID
www.SID.ir

بعد از شیرگیری اثر جنس از اهمیت زیادی برخوردار است، به‌طوری‌که درصد حذف بره‌های نر بعد از شیرگیری بیشتر شد [۱۷]. وزن بیشتر بره‌های نر در موقع زایمان و به تبع آن مشکل سخت‌زایی می‌تواند بقای بره‌های نر را کاهش دهد [۲۱]. وجود ژن‌های وابسته به جنس مؤثر بر مرگ‌ومیر (کشنده) در بره‌های نر [۱۵] و احتمال بیشتر مبتلا شدن به بیماری‌هایی همچون پنومونی در نرها [۸] دلیل دیگری بر خطر حذف بالا در نرها می‌باشد. شایان ذکر است بره‌های ماده در گله برای حفظ و افزایش اندازه گله بیشتر مورد توجه هستند و نرهای مازاد نیز برای کاهش هزینه‌ها بیشتر از گله‌ها خارج می‌شوند، بنابراین اختلاف مشاهده‌شده در دو جنس ممکن است بیشتر به همین موضوع مربوط باشد. اثر جنس بر میزان بقای بره‌های لری بختیاری نیز معنی‌دار گزارش شد و میانگین حداقل مربعات بقا در بره‌های ماده از بره‌های نر بالاتر بود [۱] که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد.

خطر حذف برای بره‌های سه قلو و بیشتر در ۱۰۰ و ۲۰۰ روزگی نسبت به بره‌های دو قلو و تک قلو کمتر بود (جدول ٤). بعد از ۲۰۰ روزگی، پایین‌ترین خطر حذف برای بره‌های تک قلو بوده و با افزایش تعداد بره‌های متولدشده خطر حذف بیشتر می‌شود این روند تا ۵۰۰ روزگی ادامه داشته و تفاوت بین سطوح نوع تولد در گروه‌های زمانی مختلف معنی‌دار می‌باشد (P<۰/۰۱).

در گزارشی وزن تولد بالا در تک‌قلوها که باعث افزایش سخت‌زایی می‌شود، مهم‌ترین علت مرگ‌ومیر بیان شد و ۵۰ درصد از کل مرگ‌ومیر تک قلوها به‌دلیل داشتن وزن تولد بالا گزارش شد [۱۸]. در مطالعه‌ای دیگر گزارش شد که در نژاد سیه‌چهره، بره‌های دو قلو میانگین مرگ‌ومیر بالاتری را نسبت به بره‌های تک قلو و سه قلو دارند و درصد مرگ‌ومیر در بین سه قلوها به‌طور معنی‌داری بیشتر از تک قلوها می‌باشد [۱۷]. اثر نوع تولد میزان بقای بره‌های لری بختیاری غیرمعنی‌دار گزارش شد [۱] که متفاوت از نتایج حاضر می‌باشد. دلیل متفاوت بودن نتایج می‌تواند به‌دلیل متفاوت بودن نژاد از نظر رفتار مادری، میزان شیر تولیدی جهت تغذیه بره و تفاوت در مدیریت گله‌ها باشد.

در جدول ٤ خطر حذف دام براساس وزن تولد در کلاس‌های زمانی مختلف نشان داده شده است. همان‌طورکه ملاحظه می‌کنید، کمترین خطر حذف تا سن ۱۰۰ روزگی (۰/۰۳۵) مربوط به بره‌هایی با وزن تولد بالاتر از ۵ کیلوگرم و بیشترین خطر حذف مربوط به بره‌های با وزن تولد کمتر از ۳/٦ کیلوگرم (۰/۱۵۲) بود که ٤/۳ برابر میزان خطر حذف بره‌های با وزن تولد بیشتر از پنج کیلوگرم می‌باشد. این روند تا سن ۵۰۰ روزگی ادامه داشته و تفاوت بین گروه‌های وزن تولد در زمان‌های مختلف معنی‌دار بود (P<۰/۰۱).

با بررسی عوامل مؤثر بر مرگ‌ومیر بره‌ها گزارش شد، که وزن تولد به‌خصوص در اولین زایمان تأثیر زیادی بر مرگ‌ومیر بره‌ها دارد (خصوصاً در اولین زایمان اهمیت بیشتری دارد) و بیشترین وقوع مرگ‌ومیر در بره‌هایی دیده می‌شود، که وزن تولد آنها از میانگین وزن بره‌ها کمتر است [۲۱]. اثر معنی‌دار وزن تولد به‌صورت درجه دوم بر بقای بره‌ها در تحقیقات دیگری نیز گزارش شده است [۱۷]. گزارش شده است که ضریب تابعیت درجه اول وزن تولد بره‌ها بر میزان بقا همواره مثبت و ضریب تابعیت درجه دوم همواره منفی می‌باشند که این ضرایب نشان داد که وزن تولد حدواسط، مناسب‌تر از وزن‌های پایین و بالا بوده و یکی از راه‌های بهبود میزان بقا، بهبود وزن تولد از طریق انتخاب در حد میانگین نژاد می‌باشد [۱]. نتایج مشابه با نتایج تحقیق حاضر در سایر تحقیقات نیز گزارش شده است [۱، ۱۷، ۲۱].

Archive of SID
www.SID.ir

خطر حذف بره‌های در کلاس‌های زمانی مختلف براساس سن مادر در جدول ۵ آورده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود تا سن ۱۰۰ روزگی کمترین و بیشترین خطر حذف به‌ترتیب مربوط به بره‌های متولد از مادران شش و دو ساله می‌باشد. در سن ۲۰۰ روزگی کمترین خطر حذف مربوط به مادران پنج ساله (۰/۳٦۷) و بیشترین خطر حذف مربوط به مادران هشت ساله (۰/٤۹۷) می‌باشد، که به مقدار ۳۵/٤۲ درصد خطر حذف بالاتری را نسبت به مادران پنج ساله داشتند. در سنین ۳۰۰ و ٤۰۰ روزگی هم خطر حذف مادران پنج ساله کمترین مقدار و بیشترین میزان خطر حذف برای این سنین برای مادران دو ساله بود. مادران هشت و دو ساله بالاترین میزان خطر حذف در سن ۵۰۰ روزگی داشتند و همچنان مادران پنج ساله به‌همراه هفت ساله کمترین میزان خطر حذف به خود اختصاص دادند.

سن مادر در تحقیقات دیگر نیز اثر معنی‌داری (P<۰/۰۵) بر مرگ‌ومیر بره‌ها از تولد تا ۱٤ روزگی داشت. درصد وقوع مرگ‌ومیر از تولد تا ۱٤ روزگی در بره‌های متولدشده از مادران کوچک‌تر از سه سال یا مادران بالاتر از پنج سال بیشتر بوده و در موقع زایمان درصد مرگ‌ومیر بره‌ها در میش‌های مسن‌تر از پنج سال، بالاتر بود. سن مادر بر روی مرگ‌ومیرهایی که از تولد تا ازشیرگیری، تولد تا ۱۲۰ روزگی و تولد تا ۱۸۰ روزگی اتفاق می‌افتد تأثیرگذار بود [۱۷]. در تحقیق دیگری گزارش شد که بره‌های متولدشده از مادران یک تا دو ساله درصد مرگ‌ومیرشان نسبت به بره‌های متولدشده از مادران سه تا چهار ساله بیشتر بوده و همچنین بره‌های متولدشده از مادران سه تا چهار ساله درصد مرگ‌ومیر بالایی نسبت به بره‌های متولدشده از مادران پنج ساله داشتند [۲۲]. همچنین موارد مشابه نتایج حاضر تحقیقات دیگر نیز مشاهده شده است [٤ و ۱٦].

جدول ۵. خطر حذف دام (خطای معیار) در کلاس‌های زمانی مختلف برای سطوح مختلف سن مادر و ماه تولد

عوامل	سطح	تا ۱۰۰ روزگی	تا ۲۰۰ روزگی	تا ۳۰۰ روزگی	تا ٤۰۰ روزگی	تا ۵۰۰ روزگی
سن مادر	دو ساله	۰/۱۲٦ (۰/۰۰۰۱)^{a}	۰/۳۹۷ (۰/۰۰۰٤)^{e}	۰/٦۷۱ (۰/۰۰۰٤)^{a}	۰/۷۷۷ (۰/۰۰۰٤)^{a}	۰/۸۵۰ (۰/۰۰۰۳)^{b}
	سه ساله	۰/۱۱۷ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/٤۲٤ (۰/۰۰۰۲)^{b}	۰/٦٤۷ (۰/۰۰۰۲)^{e}	۰/۷۵۸ (۰/۰۰۰۲)^{c}	۰/۸۲۲ (۰/۰۰۰۲)^{e}
	چهارساله	۰/۰۷۱ (۰/۰۰۰۱)^{e}	۰/٤۰۱ (۰/۰۰۰۳)^{d}	۰/٦٦۳ (۰/۰۰۰۳)^{b}	۰/۷٦٤ (۰/۰۰۰۲)^{b}	۰/۸۳۷ (۰/۰۰۰۲)^{d}
	پنج ساله	۰/۰۵۸ (۰/۰۰۰۱)^{f}	۰/۳٦۷ (۰/۰۰۰۳)^{f}	۰/۵۹۹ (۰/۰۰۰۳)^{g}	۰/۷٤۱ (۰/۰۰۰۳)^{g}	۰/۸۰۹ (۰/۰۰۰۲)^{f}
	شش ساله	۰/۰٤٦ (۰/۰۰۰۱)^{g}	۰/٤۰۹ (۰/۰۰۰٤)^{c}	۰/٦٤۹ (۰/۰۰۰٤)^{d}	۰/۷۵٤ (۰/۰۰۰٤)^{d}	۰/۸٤۰ (۰/۰۰۰۳)^{c}
	هفت ساله	۰/۰۸۵ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/٤۰۹ (۰/۰۰۰٦)^{c}	۰/٦۲۰ (۰/۰۰۰٦)^{f}	۰/۷٤۲ (۰/۰۰۰۵)^{f}	۰/۸۰٤ (۰/۰۰۰۵)^{g}
	هشت ساله	۰/۰۷۵ (۰/۰۰۰۱)^{d}	۰/٤۹۷ (۰/۰۰۰۷)^{a}	۰/٦٦۲ (۰/۰۰۰٦)^{c}	۰/۷۵۰ (۰/۰۰۰۵)^{e}	۰/۸۵۱ (۰/۰۰۰٤)^{a}
ماه تولد	دی	۰/۰۳۹ (۰/۰۰۰۱)^{d}	۰/۲۰۲ (۰/۰۰۰۳)^{d}	۰/٤۳۹ (۰/۰۰۰۵)^{c}	۰/٤۸٤ (۰/۰۰۰۵)^{c}	۰/۵۷۵ (۰/۰۰۰٦)^{c}
	بهمن	۰/۰۳۵ (۰/۰۰۰۱)^{e}	۰/۱۹۲ (۰/۰۰۰۱)^{e}	۰/٤۰٦ (۰/۰۰۰۱)^{d}	۰/٤۷٤ (۰/۰۰۰۱)^{d}	۰/۵۰۷ (۰/۰۰۰۱)^{d}
	اسفند	۰/۰٦۰ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/۲٦۹ (۰/۰۰۰۱)^{c}	۰/۳٦۱ (۰/۰۰۰۱)^{e}	۰/٤۱٤ (۰/۰۰۰۱)^{e}	۰/٤٤٤ (۰/۰۰۰۱)^{e}
	فروردین	۰/۱۲۳ (۰/۰۰۰۱)^{b}	۰/٤۵٤ (۰/۰۰۰۳)^{b}	۰/۵۰٤ (۰/۰۰۰۳)^{b}	۰/۵۵۳ (۰/۰۰۰۳)^{b}	۰/٦۰۱ (۰/۰۰۰۳)^{b}
	اردیبهشت	۰/۱۸۰ (۰/۰۰۱۰)^{a}	۰/۵٦۸ (۰/۰۰۱۸)^{a}	۰/۵۹۷ (۰/۰۰۱۸)^{a}	۰/٦۹۱ (۰/۰۰۱٦)^{a}	۰/۷۲۰ (۰/۰۰۱۵)^{a}

a-b: در هر ستون، خطر حذف برای سطوح مختلف عوامل با حروف لاتین متفاوت معنی‌دار است (P<۰/۰۱).

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج بررسی اثرات محیطی بر میزان خطر حذف نشان داد که ماه تولد اثر معنی‌داری بر مرگ‌ومیر در بره‌ها داشت (P<۰/۰۰۱) (جدول ۳). بالاترین میزان خطر حذف در سنین مختلف مربوط به بره‌هایی بود که در اردیبهشت و فرودین متولد شده بودند و پایین‌ترین میزان مرگ‌ومیر برای بره‌های متولدشده در اسفند و بهمن‌ماه بود (جدول ۵). ازآن‌جایی‌که بیشتر تولدها در این نژاد در بهمن و اسفندماه صورت می‌گیرد مدیریت خوب تولیدمثلی در این دو ماه می‌تواند دلیلی بر پایین‌بودن خطر حذف در ۱۰۰ روز اول باشد و از طرفی چون در این ماه‌ها به‌دلیل ضعیف بودن مراتع، تغذیه تکمیلی میش‌ها انجام می‌شود، می‌تواند در پایین بودن خطر حذف در این ماه‌ها تأثیر بگذارد.

تأثیر معنی‌دار ماه تولد بر مرگ‌ومیر در نژادهای سیه‌چهره اسکاتلندی، لری بختیاری و بلوچی نیز معنی‌دار گزارش شده است [٤، ١٧، ٢٤] که مشابه تحقیق حاضر می‌باشد. پایین‌ترین میزان مرگ‌ومیر در بره‌های لری بختیاری مربوط به بره‌های متولدشده در ژانویه و فوریه و بالاترین میزان آن مربوط به بره‌های متولدشده در مارس و آوریل گزارش شد و دلیل بالا بودن مرگ‌ومیر در ماه‌های آخر بره‌زایی مربوط به مدیریت ضعیف در این دوره بیان گردید [٢٤]. مشابه تحقیق حاضر، بالا بودن مرگ‌ومیر در بره‌های متولدشده در پایان دوره فصل زایش نسبت به اول دوره برای گوسفند کرمانی نیز گزارش شد [٥].

همان‌طورکه در جدول ۳ مشاهده شد، سال تولد اثر معنی‌داری بر مرگ‌ومیر بره‌ها داشت (P<۰/۰۰۱). تفاوت درصد بقا از سالی به سال دیگر به عوامل محیطی مختلفی هم‌چون مدیریت گله، بهداشت، محل نگهداری دام، بیماری‌ها (پنومونی)، میزان بارندگی در سال، شرایط مرتعی، نوع تغذیه مادر در زمان آبستنی و در زمان بره‌داری، محل زایش و تغذیه بره‌ها بستگی دارد. تفاوت در بقا از سالی به سال دیگر بسته به شرایط آب‌وهوایی و مدیریت تغییر می‌کند و از روند خاصی پیروی نمی‌کند. سال تولد به‌عنوان یک فاکتور تأثیرگذار بر روی مرگ‌ومیر بره‌ها در تحقیقات گزارش شده است [٦]. اثر سال تولد در بررسی بقای بره‌های لری‌بختیاری، به‌دلیل نوسانات در شرایط آب‌وهوایی، میزان بارندگی و غیره بر روی بقای بره‌ها در سنین مختلف کاملاً معنی‌دار بود و تغییرات میزان بقا طی سال‌های مختلف از روند خاصی پیروی نمی‌کرد و اثر معنی‌داری (P<۰/۰۱) بر روی بقای بره‌ها داشت [١ و ٤] و این یافته‌ها مطابق با نتایج تحقیق حاضر می‌باشد.

نتایج آزمون جی‌ویک، برای تشخیص به همگرایی رسیدن تعداد نمونه مناسب و نمونه‌هایی که باید به‌عنوان دوره سوخته کنار گذاشته شود، تعداد یک میلیون نمونه با دوره سوخته یک صد هزار را تأیید کرد. بعد از به همگرایی رسیدن مؤلفه‌های واریانس در دو مدل، وراثت‌پذیری اثرات تصادفی نسبت به واریانس فنوتیپی برآورد گردید. جدول ٦ مؤلفه‌های واریانس و وراثت-پذیری به‌دست‌آمده برای بقا از روز یک تا آخرین روز رکوردبرداری در دو مدل را نشان می‌دهد. چنان‌چه دیده می‌شود میزان واریانس افزایشی حیوان در مدل ساده نسبت به مدل دو (اثرات ژنتیکی حیوان و محیطی دائمی مادر) بالاتر می‌باشد و با افزودن اثرات محیطی دائمی مادر به مدل، مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی اندکی کاهش می‌یابد. دامنه وراثت‌پذیری برآوردشده با مدل یک بین ۰/۱۳٦ تا ۰/۲۳٤ با میانگین ۰/۱۸٤ متغیر بود. میانگین وراثت‌پذیری مستقیم در مدل دو ۰/۱٦۲ برآورد شد (۰/۱۲۰- ۰/۲۱۰) که نسبت به مقدار برآوردشده در مدل یک پایین بود. نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی برای صفت بقا از روز یک تا آخرین روز رکوردبرداری ۰/۰٤٦ به‌دست آمد. وراثت‌پذیری به‌دست‌آمده برای هر دو مدل نشان‌دهنده این است که

Archive of SID
www.SID.ir

انتخاب ژنتیکی برای این صفت می‌تواند پاسخ به انتخاب بهتری را نشان دهد.

جدول ٦. مقادیر واریانس و وراثت‌پذیری بقا از روز ۱ تا آخرین روز رکوردبرداری با دو مدل

مدل	پارامتر	حد پایین	حد متوسط	حد بالا
	واریانس ژنتیک افزایشی	۰/۰۵۱	۰/۰٦۸	۰/۰۹۲
مدل ۱	واریانس باقی‌مانده	۰/۲۸۸	۰/۳۱۱	۰/۳۳۷
	وراثت‌پذیری مستقیم	۰/۱۳٦	۰/۱۸٤	۰/۲۳٤
	واریانس ژنتیک افزایشی	۰/۰٤٦	۰/۰٦٤	۰/۰۸۵
	واریانس محیط دائم مادری	۰/۰۱۲	۰/۰۱۷	۰/۰۲٦
مدل ۲	واریانس باقی مانده	۰/۲۸۹	۰/۳۱۲	۰/۳۳۸
	وراثت‌پذیری مستقیم	۰/۱۲۰	۰/۱٦۲	۰/۲۱۰
	نسبت محیط دائم به فنوتیپی	۰/۰۳۱	۰/۰٤٦	۰/۰٦۵

دامنه گزارش‌شده برای صفت بقا در نژادهای گوسفند متفاوت است. برای برخی نژادهای خارجی این دامنه بین ۰/۰۵ تا ۰/۱۸ [۹ و ۱۷] گزارش گردیده است که نسبت به دامنه برآوردشده با دو مدل (۰/۱۲۰-۰/۲۳٤) پایین‌تر می‌باشد. وراثت‌پذیری صفت بقا در گوسفند بلوچی با مدل یک و دو به‌ترتیب ۰/۱۵۹ و ۰/۱٦۸ برآورد گردید که برای مدل یک پایین‌تر و مدل دوم مشابه تحقیق حاضر بود [۳]. وراثت‌پذیری گزارش‌شده برای بقای زیر یکسال گوسفند مغانی و یک تا ٤۰۰ روزگی گوسفند بلوچی و صفت بقا از تولد تا شیرگیری گوسفند زندی با مدل حیوانی پایین‌تر از مقادیر به‌دست‌آمده در این تحقیق بود [۲، ۳، ۱۲]. مطابق با نتایج حاضر، وراثت‌پذیری بقا از تولد تا شیرگیری با مدل آستانه‌ای نژاد زندی ۰/۱۹ برآورد گردید [۲].

دامنه وراثت‌پذیری برای صفت بقا در گوسفند کرمانی و لری بختیاری به‌ترتیب ۰/۲۳-۰/۲۹ و ۰/۱۰-۰/۲۵ گزارش شده است که نسبت به دامنه به‌دست‌آمده در این تحقیق اندکی متفاوت است [۱، ۵، ۲۳]. نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی در مدل دو در محدوده ۰/۰۳۱ تا ۰/۰٦۵ برآورد گردید، که با برخی نتایج گزارش شده مطابقت داشت [۹]. دامنه به‌دست‌آمده برای نسبت اثرات محیطی دائمی مادر در این تحقیق نسبت به سایر گزارش‌ها در پژوهش‌های دیگر بالاتر می‌باشد [۱۲ و ۲۳]. نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی برای صفت بقا در گوسفند بلوچی (۰/۱٤٤) [۳] و سیه چهره اسکاتلندی (۰/۱٦) [۱۷] نسبت به مقادیر به‌دست‌آمده در تحقیق حاضر بالاتر بود. دلیل متفاوت بودن نتایج در تحقیقات می‌تواند ناشی از متفاوت بودن دوره بررسی برای بقا، نژاد، شرایط مدیریتی و روش‌های تجزیه‌وتحلیل باشد.

بهبود ژنتیکی صفت بقا در بین نژادهای گوسفند عمدتاً به‌دلیل برآوردهای پایین وراثت‌پذیری پایین تا متوسط می‌باشد اما پیشرفت ژنتیکی تنها وابسته به برآورد وراثت‌پذیری نبوده و فاصله نسل و شدت انتخاب نیز می‌تواند مؤثر باشد. همچنین روش‌های از جمله انتخاب غیرمستقیم برای صفت بقا از طریق انتخاب مستقیم صفات با وراثت‌پذیری بالا که همبستگی ژنتیکی بالایی با بقا دارند، تست نتاج نرها، انتخاب براساس کل وزن شیرگیری بره‌ها و استفاده از اطلاعات مربوط به خویشاوندان در ارزیابی ژنتیکی می‌تواند باعث بهبود در صفت بقا شود [۷]. استفاده از مدل خطر با استفاده از تابع نمایی و در نظر گرفتن صفت به‌صورت پیوسته وابسته به زمان و استفاده از روش نمونه‌برداری گیبس در این تحقیق باعث ارتقای قابلیت اعتماد نتایج تحقیق شده و وراثت‌پذیری برآوردشده، نشان داد بهبود ژنتیکی برای این صفت از طریق انتخاب ژنتیکی در زمان مناسب امکان‌پذیر است.

به‌طور کلی نتایج تحقیق حاضر نشان داد که مدیریت بهتر عوامل محیطی در کاهش خطر حذف بره‌های نژاد زندی

Archive of SID
www.SID.ir

مؤثر بوده و انتخاب ژنتیکی برای صفت بقا در بره‌های زندی می‌تواند باعث بهبود پتانسیل ژنتیکی بقای بره‌ها گردد. ازآن‌جایی‌که مرگ‌ومیر بره‌ها باعث ضرر اقتصادی در مزارع پرورش گوسفند می‌شود، بهتر است که صفت بقا در برنامه‌های اصلاح نژادی مورد توجه قرار گیرد.

منابع

۱. سی‌سختی د، وطن‌خواه م، میرزایی ح ر، یوسف‌الهی م و حسین‌پور مشهدی م (۱۳۸۸) برآورد برخی عوامل محیطی و پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی بره‌های لری‌بختیاری. نشریه علوم دامی (پژوهش و سازندگی). (۸٤): ٦٦-۷۰.

۲. ملاعبدالکریمی م، رشیدی ا و عسگری جعفر آبادی ق (۱۳۹۳) برآورد پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی در بره‌های زندی با استفاده از مدل‌های حیوانی، پدری و آستانه‌ای. نشریه علوم دامی (پژوهش‌وسازندگی). ۱۰۵(٤): ۲۷-۳٤.

۳. وجدان حسن کیاده ع، رکوعی م، داشاب غ ر و سید علیان ا ر (۱۳۹۵) ارزیابی ژنتیکی صفت بقا در گوسفند بلوچی با روش نمونه‌گیری گیبس. مجله علوم دامی ایران. ٤۷(۳): ٤٥۳- ٤٦۱.

٤. وطن‌خواه م (۱۳۹۱) مطالعه تابع توزیع زنده‌مانی در بره‌های لری بختیاری از تولد تا سن یکسالگی. نشریه علوم دامی (پژوهش و سازندگی). ۹۵(۲): ۲۱-۲٦.

5. Barazandeh A, Molaei MS, Vatankhah M and Ghavi Hossein-Zadeh N (2012) Lamb survival analysis from birth to weaning in Iranian Kermani sheep. Tropical Animal Health Production 44: 929-934.
6. Borg RC (2007) Phenotypic and genetic evaluation of fitness characteristics in sheep under a range environment. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, Ph.D. Dissertation.
7. Brien FD, Hebart ML, Smith DH, Hocking Edwards JE, Greeff JC, Hart KW, Refshauge G, Bird-Gardiner TL, Gaunt G, Behrendt R, Robertson MW, Hinch GN, Geenty KG and Van der Werf JHJ (2010) Opportunities for genetic improvement of lamb survival. Animal Production Science 50: 1017-1025.
8. Dwyer CM and Morgan CA (2006) Maintenance of body temperature in the neonatal lamb: Effects of breed, birth weight, and litter size. Journal of Animal Science 84: 1093-1101.
9. Everett-Hincks JM, Blair HT, Stafford KJ, Lopez-Villalobos N, Kenyon PR and Morris ST (2005) The effect of pasture allowance during pregnancy on maternal behavior and lamb rearing performance in highly fecund ewes. Livestock Production Science 97: 253-266.
10. Fine JP and Gray RJ (1999) A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk. Journal of the American Statistical Association 94(446): 496-509.
11. Ghafouri-Kesbi F and Eskandarinasab MP (2008) An evaluation of maternal influences on growth traits the Zandi sheep of Iran as an example. Journal of Animal and Feed Science 17: 519-529.
12. Ghavi Hossein-Zadeh N, Noori R, Shadparvar AA (2018) Genetic analysis of longevity and lamb survival from birth to yearling in Moghani sheep. Journal of Applied Animal Research 46(1): 1363-1369.
13. Hadfield JD (2010) MCMC methods for multi-response generalized linear mixed models: the MCMCglmm R package. Journal of Statistical Software 33(2): 1-22.
14. Lumley T and Therneau T (2004) The survival package. R News 4(1): 26-8.
15. Mandal A, Prasad H, Kumar A, Roy R and Sharma N (2007) Factors associated with lamb mortalities in Muzaffarnagari sheep. Small Ruminant Research 71: 273-279.
16. Riggio V, Finocchiaro R and Bishop SC (2008) Genetic parameters for early lamb survival and growth in Scottish Blackface sheep. Journal of Animal Science 86: 1758-1764.
17. Sawalha RM, Conington J, Brotherstone S and Villanueva B (2007) Analyses of lamb Survival of Scottish Blackface sheep. Journal of Animal Science 1: 151-157.
18. Scales GM, Burton RN and Moss RA (1986) Lamb mortality, birth weight, and nutrition in late pregnancy. New Zealand Journal of Agricultural Research 29: 75-82.
19. Slee J, Alexander G, Bradley LR, Jackson N and Stevens D (1991) Genetic aspects of cold resistance and related characters in newborn merino lambs. *Australian* Journal of Experimental *Agriculture* 31: 175-182.

Archive of SID
www.SID.ir

20. Smith BJ (2007) Boa: An R package for MCMC output convergence assessment and posterior inference. Journal of Statistical Software 21(11): 1-37.
21. Smith GM (1977) Factors affecting birth weight, dystocia and preweaning survival in sheep. Journal of Animal Science 44: 745-753.
22. Southey BR, Rodriguez-Zas SL and Leymaster KA (2001) Survival Analysis of lamb mortality in a terminal sire composite population. Journal of Animal Science 79: 2298-2306.
23. 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(6): 1133-1143.
24. Vatankhah M and Talebi MA (2009) Genetic and non-genetic factors affecting mortality in Lori-Bakhtiari lambs. Asian-Australasian Journal of Animal Sciences 22(4): 459-464.

Archive of SID

www.SID.ir

Animal Production
(College of Abouraihan – University of Tehran)

Vol. 21 ■ No. 2 ■ Summer 2019

Estimation of non-genetic and genetic effects for survival trait in Zandi sheep

Ali Vojdan Hassan Kiyadeh[1], Mohammad Rokouei[2*], Gholam Reza Dashab[3], Seyed Ahmad Reza Seyedalian[4], Hadi Faraji-Arough[5]

1. Former M.Sc. Student, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran.
2. Associate Professor, Department of Animal Science and Bioinformatics, Faculty of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran.
3. Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran.
4. Instructor, National Animal Breeding Center and promotion of Animal Products, Karadj, Iran.
5. Assistant Professor, Research Center of Special Domestic Animals, University of Zabol, Zabol, Iran.

Received: November 27, 2018 Accepted: March 13, 2019

Abstract

This research was conducted with the aim of estimation of environmental factors affecting survival and estimation of the genetic parameters for survival trait from 1 to the last recording date in Zandi sheep. The survival records of 9558 Zandi sheep from 273 rams and 2328 ewes collected by Animal Breeding Center of Iran during the 25 years (1987 to 2011) were used in this analysis. The effective factors on survival and culling risk were estimated by Survival and cmprsk packages. Estimation of variance components was performed using exponential distribution for censored data by fitting a model with additive genetic effect (model 1) and joint additive genetic and maternal permanent environmental effects (model 2) under Bayesian approach via Gibbs sampling. A total of 1000000 samples with a burn-in of 100000 and a sampling interval of 75 were generated to estimate the posterior distribution of variance components. The results showed that year, month, birth weight, type birth, sex ($P < 0.001$) and dam age ($P < 0.01$) had significant effect on survival trait. The direct heritability of survival trait using models 1 and 2 was 0.184 (0.136 - 0.264) and 0.162 (0.120 - 0.202), respectively. The proportion of permanent variance to phenotypic variance was 0.046 (0.063-0.031). According to the results of this study, genetic improvement of survival trait in Zandi lamb is possible by genetic selection and the culling risk reduction is effective via management of environmental factors .

Keywords: Censored data, culling risk, genetic parameter, gibbs sampling, heritability, Zandi sheep.

Corresponding author: Rokouei@uoz.ac.ir

www.SID.ir