

اثر عوامل غیر ژنتیکی موثر بر زنده‌مانی بره های لری بختیاری از تولد تا سن یک سالگی با استفاده از مدل های خطی و غیر خطی

محمود وطن خواه

دانشیار بخش علوم دامی، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی شهرکرد
(تاریخ دریافت: ۹۰/۷/۱۶ - تاریخ تصویب: ۹۱/۵/۱۷)

چکیده

در این پژوهش از رکوردهای طول عمر و زنده مانگی تعداد ۶۸۰۰ رأس بره، حاصل از ۲۶۳ رأس قوچ و ۱۸۳۹ رأس میش، مربوط به گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری (ایستگاه شولی) واقع در شهرکرد، جمع آوری شده طی سال های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۸ استفاده گردید. داده ها با استفاده از مدل های خطی و نسبت خطر با تابع ویبول تجزیه شدند. این مدل ها شامل اثر عوامل غیر ژنتیکی سال و ماه تولد بره، جنس بره، نوع تولد، سن مادر و متغیر کمکی وزن تولد بره ها به صورت درجه دوم بودند. نتایج نشان داد که میانگین کل طول عمر و میزان زنده مانگی تجمعی بره ها از تولد تا سن یک سالگی به ترتیب ۳۰۱/۶ روز و ۷۸/۶۸ درصد بودند. اثر عوامل غیر ژنتیکی حاصل از مدل های خطی و نسبت خطر با تابع ویبول بر زنده مانگی یکسان بودند. اثر عوامل سال و ماه تولد بره، جنس بره و متغیر کمکی وزن تولد بره ها به صورت درجه دوم معنی دار ($P < 0/05$) ولی اثر عوامل سن مادر و نوع تولد بر طول عمر و میزان زنده مانگی بره ها تا سن یک سالگی غیر معنی دار ($P > 0/05$) بودند. میزان زنده مانگی و نسبت خطر بره های متولد شده در ماه های اول و دوم (بهمن و اسفند) به ترتیب بالاتر و پایین تر از بره های متولد شده در ماه سوم (فروردین) بود. بره های نر میزان زنده مانگی کمتر و نسبت خطر بیشتری در مقایسه با بره های ماده داشتند. بره های دارای وزن تولد متوسط، زنده مانگی بیشتر و نسبت خطر کمتری داشتند. اگر چه ظاهراً بره های متولد شده از مادران جوان تر و پیرتر دارای زنده مانگی کمتر و نسبت خطر بیشتری بودند، ولی با مادران میان سال تفاوت معنی داری نداشتند. بره های دوقلو زنده مانگی کمتر و نسبت خطر بیشتری از بره های تک قلو داشتند ولی اختلاف بین آن ها معنی دار نبود. بر این اساس مطالعه اثر عوامل غیر ژنتیکی بر زنده مانگی بره ها تا سن یک سالگی حاصل از مدل های خطی و غیر خطی یکسان بوده و برای افزایش زنده مانگی از طریق تصحیح عوامل غیر ژنتیکی می توان از نتایج حاصل از مدل های خطی یا غیر خطی استفاده نمود.

واژه های کلیدی: زنده مانگی، طول عمر، مدل های خطی و تابع ویبول، بره های لری بختیاری.

مقدمه

گوسفند، پرورش یافته تحت شرایط آب و هوایی متفاوت، از ۵ تا ۵۹ درصد گزارش شده که عمدتاً در اوایل زندگی بره ها اتفاق می افتد. عوامل متفاوتی از جمله محیط، سال تولد، سن و وزن مادر، شکم زایش، وضعیت بدنی مادر، نوع تولد، جنس بره و وزن تولد بره را بر میزان مرگ و میر بره ها موثر گزارش نموده اند

مرگ و میر بره ها یک مسئله پیچیده ای است که تحت تاثیر عوامل زیادی نظیر شرایط آب و هوایی، تغذیه ای، مدیریتی، ژنتیک، بیماری ها و عوامل عفونت زا می باشد (Sawalha et al., 2007). دامنه میزان مرگ و میر بره ها از تولد تا سن یک سالگی در نژادهای مختلف

محیطی را در نظر می‌گیرند (Borg, 2007). لذا هدف این تحقیق بررسی عوامل غیر ژنتیکی موثر بر زنده مانی بره های لری بختیاری از تولد تا سن یک سالگی با استفاده از مدل های خطی و غیر خطی و مقایسه دو مدل می باشد.

مواد و روش ها

در این پژوهش از رکوردهای زنده مانی و مرگ و میر تعداد ۶۸۰۰ رأس بره، حاصل از ۲۶۳ رأس قوچ و ۱۸۳۹ رأس میش، مربوط به گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری واقع در شهرکرد، که طی سال های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۸ جمع آوری شده بودند، استفاده گردید. پرورش گله با توجه به اهداف ایستگاه به صورت نیمه متحرک و روستایی (چرای نیمه آزاد) صورت می گیرد. زایش گله از اوایل بهمن ماه شروع و تا اوایل فروردین ماه ادامه می یابد. در هنگام زایش برنامه بهداشتی و ضد عفونی بند ناف صورت گرفته و بره پس از خشک شدن توسط مادر و بلند شدن قبل از شیر خوردن توزین و شماره گوش به آن زده می شود. اطلاعات ثبت شده مربوط به زایش شامل جنس بره، نوع تولد (تک قلو یا چند قلو)، نوع زایمان (طبیعی یا غیر طبیعی) و غیره ثبت می شود. بره ها از زمان تولد تا پایان شیرخوارگی در تمام ساعات شبانه روز همراه مادر می باشند. در سن 5 ± 90 روزگی از شیر گرفته می شوند. علاوه بر موقع تولد بره ها در سنین یک ماهگی و در زمان از شیر گیری توزین می شوند. بره های نر پس از شیرگیری هر ساله طبق برنامه مقتضی به سیستم پروار منتقل می شوند. علاوه بر توزین فوق الذکر و بسته به اهداف ایستگاه ممکن است نوع جیره و زمان بندی توزین و مدت پروار برای هر سال متفاوت باشد. در پایان با توجه به خصوصیات پرواری مهم (مانند نسبت کلیبر) بره های نر از بین آنها انتخاب صورت می گیرد و تا یک سالگی جهت بررسی سایر مشخصات و تصمیم گیری نهایی نگهداری می شوند. همچنین تاریخ تلفات یا حذف بره ها به همراه کد نوع حذف بطور انفرادی ثبت می شود. صفات مورد بررسی در این پژوهش شامل میزان زنده مانی تجمعی بره ها از تولد تا پایان سن یک سالگی و به

Yapi et al., 1990; Green and Morgan, 1993; Nash et al., 1996; Mukasa-Mugerwa et al., 2000; Sawalha et al., 2007). در دهه اخیر کوشش های زیادی جهت شناسایی عوامل موثر بر تلفات بره ها انجام شده است، اما نتایج گزارش شده تحت تاثیر نژاد، سیستم تولید و مدل های مورد استفاده جهت تجزیه متفاوت بوده است. زنده مانی بره ها می تواند به عنوان یک صفت با توزیع دوجمله ای (مرده یا زنده) مورد تجزیه قرار گیرد. در این نوع تجزیه و تحلیل، از همه اطلاعات به علت در نظر نگرفتن زمان دقیق تلفات، استفاده نمی شود. برای مثال مرگ بره ها در سن یک روزگی یا شیرگیری را یکسان در نظر گرفته و مقدار اطلاعات مشابهی را می دهد. از طرف دیگر، ممکن است تعداد قابل توجهی از داده های مربوط به سن حیوان در زمان مرگ نیز در نظر گرفته نشود، زیرا که رکورد های سانسور شده (ناکامل) را در نظر نمی گیرد. رکوردهای سانسور شده (ناکامل) شامل رکوردهای افرادی هستند که در زمان ارزیابی هنوز حذف نشده اند. در حالی که رکوردهای سانسور نشده (کامل)، افرادی هستند که قبل از تاریخ ارزیابی بنا به دلایلی از گله حذف شده اند. استفاده از داده های دوتائی برای میزان زنده مانی، وقتی سودمند است که زمان حذف دام از گله به صورت یک مقیاس پیوسته مورد اندازه گیری قرار نگرفته باشد (Brash et al., 1994). اگرچه در این حالت صفت زنده مانی دارای ماهیت ناپیوسته است، ولی اغلب با روش های خطی مورد تجزیه قرار گیرد (Borg, 2007). سن حیوان در زمانی که به هر دلیلی سیستم تولیدی را ترک نماید، به عنوان طول عمر حیوان در نظر گرفته می شود. در این حالت اندازه های پیوسته زمان، نظیر تعداد روزهای بین تولد و مرگ (طول عمر) یا اولین زایمان تا زمان مرگ یا حذف (طول عمر تولیدی) مورد استفاده قرار می گیرند (Conington et al., 2001) ولی حیواناتی که هنوز حذف نشده اند (سانسور شده) نمی توانند در تجزیه مورد استفاده قرار گیرند. در این حالت استفاده از مدل های غیر خطی نظیر تجزیه زنده مانی با مدل های نسبت خطر مناسب تر است، زیرا ماهیت توزیع های غیر نرمال، خصوصیات داده های سانسور شده و همچنین اثرات وابسته به زمان بر روی زنده مانی برای عوامل

مادر (۷ تا ۲=i)، B_j اثر زمین سال زایش میش (۸۸ تا ۶۸=j)، T_k اثر k امین نوع تولد (تک قلو و دو قلو)، S_i اثر لامین جنس بره (نر و ماده)، M_m اثر m امین ماه تولد بره (بهمن، اسفند، فروردین)، b_1 و b_2 ضرایب تابعیت خطی و درجه دوم وزن تولد بره، W_{ijklmn} وزن تولد بره و e_{ijklmn} اثر باقی مانده می باشد.

مدل تجزیه زنده مانی

به منظور شناسایی اثر عوامل غیر ژنتیکی موثر بر صفت میزان زنده مانی از تولد تا سن یک سالگی به صورت دوره های ماهیانه، از روش Lifereg برنامه آماری SAS (۲۰۰۰) بر اساس مدل آماری زیر استفاده شد.

$$(y \times s)_{ijklmn} = \mu + A_i + B_j + T_k + S_l + M_m + b_1 (W_{ijklmn} - \bar{W}) + b_2 (W_{ijklmn} - \bar{W})^2 + e_{ijklmn}$$

که در این مدل y_{ijklmn} سن هر بره در زمان حذف به روز، S_{ijklmn} نوع سانسور سن هر مشاهده (۱ در صورتی که بره تلف شده بود و صفر اگر بره زنده بود)، سایر علائم مشابه مدل قسمت الف بودند. این مدل می تواند به صورت زیر و تحت عنوان تابع خطر نیز نوشته شود.

$$h(t; \mathbf{x}_i) = h_0(t) \times \exp(\mathbf{x}'_i \beta)$$

که $h(t; \mathbf{x}_i)$ یا تابع خطر، میزان مرگ و میر λ امین حیوان متعلق به متغیرهای توصیفی \mathbf{x}_i (سن مادر، سال زایش میش، نوع تولد بره، جنس بره، ماه تولد بره و وزن تولد بره به صورت خطی و درجه دو) در زمان t می باشد و می تواند به صورت تابع خطر پایه $h_0(t)$ ضربدر اثر نمائی (β) متغیرهای \mathbf{x}_i نوشته شود. تابع خطر پایه نیز دارای توزیع ویبول^۱ با پارامتر شکل ρ و پارامتر مقیاس λ به شکل زیر می باشد (Ducrocq et al., 1988):

$$h_0(t) = \lambda \rho (\lambda t)^{\rho-1}$$

با توجه به این که در این مدل، پارامترها (β) بر اساس مقیاس لگاریتم طبیعی برآورد می شوند، نسبت خطر^۲ (HR) سطوح مختلف اثر عوامل ثابت به صورت زیر برآورد گردید.

$$HR = e^{\frac{-\beta}{\rho}}$$

صورت ماهیانه بود. در این مطالعه علاوه بر سن بره برای زنده مانی در هر دوره ماهیانه، یک کد تحت عنوان کد سانسور (صفر یا ۱) به هر بره داده شد (یعنی هر رکورد زنده مانی برای هر بره شامل دو ستون سن در حین حذف و کد سانسور بود). سن بره (طول عمر) در زمان حذف با کم کردن تاریخ تولد از تاریخ حذف و به روز محاسبه گردید و در صورتی که قبل از ماه مورد نظر (مثلاً یک ماهگی) بره تلف شده بود، کد سانسور ۱ و در صورتی که تا آخر این ماه مورد نظر زنده بود کد سانسور صفر داده شد. برای بره هایی که به هر دلیلی غیر از مرگ از گله حذف شده بودند، سن بره در زمان حذف به روز آورده می شد ولی کد مربوط به نوع سانسور، صفر در نظر گرفته شد، حتی اگرچه طول عمر بره در حین حذف کوچک تر از ماه مورد نظر بود (Borg, 2007). برای مثال اگر بره ای در سن ۱۱۷ روزگی به خاطر مازاد داشتی بفروش رسیده بود، در ستون مربوط به سن بره تا ۴ ماهگی عدد ۱۱۷ روز ثبت می شد ولی کد نوع سانسور صفر در نظر گرفته می شد در حالی که اگر همین بره در همین سن تلف شده بود، کد سانسور ۱ داده می شد. پس از آماده سازی داده ها، فایل های اجرایی جهت تجزیه های مختلف ایجاد شد. برای بررسی تاثیر عوامل مختلف غیر ژنتیکی بر میزان زنده مانی از دو مدل خطی و غیر خطی تجزیه زنده مانی با استفاده از تابع ویبول^۱ به شرح زیر استفاده شد.

مدل خطی

به منظور شناسایی اثر عوامل غیر ژنتیکی موثر بر صفات سن بره ها در حین حذف به روز و میزان زنده مانی (صفر برای بره های تلف شده و ۱ برای بره های زنده) از تولد تا سن یک سالگی به صورت دوره های ماهیانه، از روش GLM برنامه آماری SAS (۲۰۰۰) بر اساس مدل آماری زیر استفاده شد.

$$y_{ijklmn} = \mu + A_i + B_j + T_k + S_l + M_m + b_1 (W_{ijklmn} - \bar{W}) + b_2 (W_{ijklmn} - \bar{W})^2 + e_{ijklmn}$$

که در این مدل y_{ijklmn} هر یک از مشاهدات برای صفات مورد بررسی (طول عمر بره در زمان حذف به روز و میزان زنده مانی)، μ میانگین کل، A_i اثر i امین سن

نتایج و بحث

میانگین کل طول عمر و میزان زنده مانی تجمعی بره ها از تولد تا سن یک سالگی به ترتیب $1/30 \pm$ روز $30/16$ و $0/41 \pm 78/68$ درصد بودند. نتایج حاصل از تجزیه طول عمر بره ها به روز (جدول ۱) و میزان زنده مانی (جدول ۲) با استفاده از مدل خطی تعمیم یافته (GLM) و تجزیه زنده مانی ترکیب طول عمر بره ها و کد سانسور با استفاده از تابع ویبول (جدول ۳) نشان دادند که اثر عوامل غیر ژنتیکی ماه تولد بره، سال تولد بره، جنس بره و وزن تولد بره به صورت درجه دوم بر زنده مانی معنی دار ($p \leq 0/05$) و اثر عوامل سن میش و نوع تولد بره از نظر آماری معنی دار نبودند ($p > 0/05$).

میانگین حداقل مربعات طول عمر بره های متولد شده در ماه اول فصل زایش بالاتر از بره های متولد شده در ماه وسط، و برای ماه وسط بالاتر از ماه آخر فصل زایش می باشد (جدول ۱). اگرچه میانگین حداقل مربعات طول عمر بره ها با فاصله گرفتن از ابتدای فصل زایش تا انتهای آن، کاهش می یابد ولی اختلافات بین مقادیر طول عمر بدست آمده در ماه ابتدایی (بهمن) و میانی (اسفند) بجز برای دوره ۶ تا ۹ ماهگی، معنی دار نیست در حالی که اختلاف آنها با ماه آخر فصل زایش (فروردین) معنی دار می باشد ($P \leq 0/05$). میانگین حداقل مربعات میزان زنده مانی تجمعی نیز همانند طول عمر بره ها، با فاصله گرفتن از ماه اول فصل زایش کاهش نشان داد (جدول ۲). اختلاف بین میزان زنده مانی بره های متولد شده در ماه اول و دوم فصل زایش بجز برای دوره های ۳ و ۴ ماهگی معنی دار نبود در حالی که با ماه آخر دارای اختلاف معنی داری بودند ($P \leq 0/05$). برآورد نسبت خطر برای ماه های مختلف تولد بره ها حاصل از تابع ویبول، نیز نشان داد که نسبت خطر در بره های متولد شده در ماه اول فصل زایش کمتر از ماه دوم، و برای ماه دوم نیز کمتر از ماه سوم بود (جدول ۳). برای مثال نسبت خطر در ۳ ماهگی برای بره های متولد شده در بهمن و اسفند به ترتیب $0/37$ و $0/40$ برابر نسبت خطر در بره های متولد شده در فروردین بدست آمد. به عبارتی دیگر نسبت خطر در بره های متولد شده در بهمن ماه 63% و برای بره های متولد شده در اسفند ماه 60% کمتر از بره های متولد

شده در فروردین ماه می باشد. در مطالعه بر روی گوسفندان بلاک فیس^۱ همانند نتایج پژوهش حاضر، گزارش شد که ماه تولد بره ها اثر معنی داری ($P < 0/01$) بر مرگ و میر آنها در همه سنین داشت (Sawalha et al., 2007). کوتاه تر شدن طول عمر بره ها، کمتر شدن میزان زنده مانی بره ها و بیشتر شدن نسبت خطر در بره های متولد شده در ماه آخر فصل زایش (فروردین) را می توان به ضعف مدیریت در ماه آخر فصل زایمان میش ها، یا این حقیقت که میش ها با وضعیت بدنی نا مطلوب در انتهای فصل قوچ اندازی آبستن شده و بنابراین در ماه آخر فصل زایمان نیز بره هایی به دنیا می آورند که قادر به نگهداری آنها به نحو مطلوب نبوده و میزان تلفات در آنها بیشتر می شود، نسبت داد. بر این اساس، یکی از راه های غیر ژنتیکی بهبود طول عمر و میزان زنده مانی بره ها و یا کاهش نسبت خطر در بره ها، تنظیم برنامه جفت گیری میش ها است. به طوری که حتی الامکان همه یا اکثر میش های گله در دوره های فحلی اول و دوم فصل قوچ اندازی و با بهبود وضعیت بدنی میش های ضعیف، آبستن شوند تا بره ها در ماه های اول و دوم فصل زایش (بهمن و اسفند) متولد شوند. میانگین حداقل مربعات طول عمر بره های ماده برای همه دوره های ماهیانه از تولد تا یک سالگی، بیشتر از طول عمر بره های نر و اختلاف بین آن ها کاملاً معنی دار ($P \leq 0/01$) بود (جدول ۱). جدول ۲ نشان می دهد که میانگین حداقل مربعات میزان زنده مانی تجمعی بره های ماده تا سن ۵ ماهگی بالاتر از بره های نر و اختلاف بین آن ها از نظر آماری معنی دار بود ($P \leq 0/05$). اگرچه میزان زنده مانی از سن ۶ تا ۷ ماهگی در ماده ها بیشتر از نرها است، ولی اختلاف بین آن ها ناچیز بوده و از نظر آماری معنی دار نبود ($P > 0/05$). میزان زنده مانی بره های ماده از سن ۸ تا ۱۲ ماهگی کمتر از بره های نر بود ولی از نظر آماری اختلاف بین آن ها معنی دار نیست ($P > 0/05$). همچنین نتایج حاصل از تجزیه زنده مانی با استفاده از تابع ویبول (جدول ۳) حاکی از این است که برآورد نسبت خطر در بره های ماده تا سن ۸ ماهگی کمتر از

بیشتر از نرها برآورد شده است، اگرچه از نظر آماری تفاوت معنی داری بین آن‌ها مشاهده نشد.

نسبت خطر در بره‌های نراست ولی اختلاف بین آن‌ها فقط تا سن ۷ ماهگی معنی دار است ($P \leq 0.05$)، در حالی که از سن ۹ تا ۱۲ ماهگی نسبت خطر در ماده‌ها

جدول ۱- میانگین حداقل مربعات ($\pm s.e$) طول عمر بره‌ها (روز) از تولد تا یک سالگی برای سطوح مختلف اثر عوامل غیر ژنتیکی حاصل از رویه GLM

انرات	نا ۱ ماهگی	نا ۲ ماهگی	نا ۳ ماهگی	نا ۴ ماهگی	نا ۵ ماهگی	نا ۶ ماهگی	نا ۷ ماهگی	نا ۸ ماهگی	نا ۹ ماهگی	نا ۱۰ ماهگی	نا ۱۱ ماهگی	نا ۱۲ ماهگی
میانگین کل	۲۹/۲۰(۰/۰)	۵۸/۰(۰/۱)	۸۶/۴(۰/۲)	۱۱۴/۲(۰/۳)	۱۴۰/۹(۰/۴)	۱۱۶/۶(۰/۵)	۱۹۰/۵(۰/۶)	۲۱۳/۳(۰/۷)	۲۳۵/۰(۰/۸)	۲۵۶/۲(۰/۰)	۲۷۷/۲(۰/۱)	۳۰۱/۶(۰/۳)
ماه تولد	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
بهمن	۲۹/۳±۰/۱ ^a	۵۸/۹±۰/۲ ^a	۸۶/۷±۰/۳ ^a	۱۱۵/۱±۰/۵ ^a	۱۴۰/۵±۰/۶ ^a	۱۱۶/۸±۰/۸ ^a	۱۹۳/۴±۰/۹ ^a	۲۱۶/۶±۰/۲ ^a	۲۳۸/۹±۰/۴ ^a	۲۶۰/۳±۰/۶ ^a	۲۸۱/۵±۰/۸ ^a	۳۰۶/۲±۰/۲ ^a
اسفند	۲۹/۳±۰/۱ ^a	۵۸/۰±۰/۲ ^a	۸۶/۴±۰/۳ ^a	۱۱۴/۱±۰/۵ ^a	۱۴۰/۵±۰/۶ ^a	۱۱۶/۱±۰/۸ ^b	۱۹۰/۲±۰/۱ ^b	۲۱۳/۱±۰/۲ ^b	۲۳۴/۹±۰/۴ ^b	۲۵۶/۲±۰/۷ ^a	۲۷۷/۴±۰/۹ ^a	۳۰۲/۰±۰/۲ ^a
فروردین	۲۸/۴±۰/۲ ^b	۵۵/۹±۰/۴ ^b	۸۲/۶±۰/۷ ^a	۱۰۷/۳±۰/۹ ^b	۱۳۱/۵±۰/۲ ^c	۱۵۳/۸±۰/۶ ^c	۱۷۴/۷±۰/۹ ^c	۱۹۴/۶±۰/۳ ^c	۲۱۴/۵±۰/۸ ^c	۲۳۴/۷±۰/۲ ^b	۲۵۴/۸±۰/۳ ^b	۲۷۸/۱±۰/۳ ^b
چشم‌پره	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
ماده	۲۹/۲±۰/۱ ^a	۵۷/۹±۰/۲ ^a	۸۶/۱±۰/۴ ^a	۱۱۳/۵±۰/۵ ^a	۱۴۰/۱±۰/۷ ^a	۱۶۵/۵±۰/۹ ^a	۱۸۹/۸±۰/۱ ^a	۲۱۳/۰±۰/۳ ^a	۲۳۵/۳±۰/۵ ^a	۲۵۷/۰±۰/۸ ^a	۲۷۹/۲±۰/۲ ^a	۳۰۴/۸±۰/۳ ^a
نر	۲۸/۸±۰/۱ ^b	۵۶/۸±۰/۳ ^b	۸۴/۴±۰/۳ ^b	۱۱۰/۹±۰/۵ ^b	۱۳۶/۲±۰/۶ ^b	۱۶۰/۲±۰/۸ ^b	۱۸۲/۳±۰/۱ ^b	۲۰۳/۲±۰/۲ ^b	۲۲۳/۶±۰/۴ ^b	۲۴۳/۵±۰/۷ ^b	۲۶۳/۲±۰/۹ ^b	۲۸۶/۰±۰/۲ ^b
سال تولد	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
سن همس	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
نوع تولد	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
وزن تولد †	۴/۸±۰/۵ ^{**}	۱۱/۵±۰/۳ ^{**}	۱۹/۰±۰/۲ ^{**}	۲۷/۴±۰/۹ ^{**}	۳۶/۲±۰/۳ ^{**}	۴۵/۱±۰/۴ ^{**}	۵۴/۳±۰/۰ ^{**}	۶۲/۶±۰/۳ ^{**}	۷۲/۰±۰/۸ ^{**}	۸۱/۰±۰/۰ ^{**}	۸۹/۹±۰/۱ ^{**}	۱۰۰/۱±۰/۳ ^{**}
خطی	-۰/۴±۰/۱ ^{**}	-۱/۰±۰/۱ ^{**}	-۱/۶±۰/۲ ^{**}	-۲/۳±۰/۳ ^{**}	-۳/۱±۰/۴ ^{**}	-۳/۸±۰/۵ ^{**}	-۴/۶±۰/۶ ^{**}	-۵/۳±۰/۷ ^{**}	-۶/۰±۰/۹ ^{**}	-۶/۷±۰/۱ ^{**}	-۷/۴±۰/۲ ^{**}	-۸/۱±۰/۴ ^{**}
درجه دو												

ns، * و ** به ترتیب غیر معنی دار، معنی دار در سطح احتمال ۵ درصد و ۱ درصد.

a-c) اختلاف بین میانگین حداقل مربعات سطوح مختلف هر اثر که با حروف متفاوت مشخص شده‌اند، از نظر آماری در سطح احتمال کوچک‌تر از ۵ درصد معنی دار می‌باشند.

† ضرایب رگرسیون خطی و درجه دوم طول عمر بره‌ها از وزن تولد آن‌ها.

(Mandal et al., 2007). اختلاف بین نتایج حاصل برای طول عمر بره‌ها به عنوان یک متغیر پیوسته با میزان زنده مانده و نسبت خطر به عنوان متغیرهای ناپیوسته برای بره‌های نر و ماده، با استفاده از همه روش‌های تجزیه و همچنین عدم مطابقت نتایج بدست آمده برای میزان زنده مانده با سایر منابع را می‌توان به این حقیقت نسبت داد که اولاً در سن ۷ ماهگی به بعد آن دسته از بره‌هایی که به طور اجباری از گله حذف شده‌اند (مثلاً کشتار آزمایشی) عمدتاً از جنس نر بوده و در متغیر مربوط به طول عمر بره، همان سن واقعی حذف درج می‌گردد (که منجر به بیشتر شدن اختلاف طول عمر بره‌های نر و ماده در سنین بالاتر شده است) ولی در متغیر نوع سانسور (میزان زنده مانده) کد مربوط به بره‌های حذف نشده درج می‌شود، زیرا که اگر این بره‌ها به طور اجباری حذف نمی‌شدند ممکن بود تا سن یک سالگی زنده بمانند. ثانیاً بعد از شیرگیری بره‌هایی که به طور اجباری از گله حذف شده‌اند (مثل کشتار آزمایشی و مازاد پروراری) عمدتاً از بره‌های نر بوده به طوری که

به طور کلی با مقایسه نتایج مشاهده شده برای اثر جنس بره‌ها بر طول عمر و زنده مانده آن‌ها، می‌توان دریافت که طول عمر بره‌های ماده در همه سنین از تولد تا یک سالگی به طور معنی داری بیشتر از بره‌های نر می‌باشد، در حالی که میزان زنده مانده و نسبت خطر تا سن ۷ ماهگی به ترتیب بیشتر و کمتر از بره‌های نر بوده و از سن ۸ تا ۱۲ ماهگی این روند معکوس شده است اگرچه از نظر آماری اختلاف معنی داری بین آن‌ها مشاهده نشد. سایر پژوهشگران در مطالعه بر روی نژادهای مختلف گوسفند همانند نتایج حاصل برای طول عمر بره‌ها به عنوان یک متغیر پیوسته در این پژوهش، گزارش کرده‌اند که میزان مرگ و میر در بره‌های نر بیشتر از بره‌های ماده بوده است (Nash et al., 1996; Mandal et al., 2007; Sawalha et al., 2007). عنوان شده است که شاید بتوان بالاتر بودن میزان تلفات در بره‌های نر در مقایسه با بره‌های ماده را به وجود ژن‌های وابسته به جنس مؤثر بر مرگ و میر (کشنده) بره‌ها نسبت داد که هنوز به درستی شناسایی نشده‌اند

نتایج گزارش شده توسط سایر پژوهشگران، اختلاف بین نرها و ماده ها برای میزان زنده مانی از سن ۸ تا ۱۲ ماهگی معکوس گردد.

تعداد بره های نر باقی مانده در سن ۸ تا ۱۲ ماهگی بسیار کمتر از بره های ماده بوده است و این انتخاب شدید سبب شده است که بر خلاف طول عمر بره ها و

جدول ۲ - میانگین حداقل مربعات (±s.e) میزان زنده مانی تجمعی بره ها (%) از تولد تا یک سالگی برای سطوح مختلف اثر عوامل غیر ژنتیکی حاصل از رویه GLM

انزات	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی	نا ماهگی
میانگین کل (s.e)	۹۶/۳۴(۰/۱۹)	۹۵/۲۹(۰/۲۱)	۹۴/۱۶(۰/۲۳)	۸۸/۱۳(۰/۳۲)	۸۵/۷۳(۰/۳۵)	۸۳/۸۴(۰/۳۷)	۸۱/۹۸(۰/۳۸)	۷۹/۵۰(۰/۴۰)	۷۸/۹۷(۰/۴۱)	۷۸/۸۱(۰/۴۱)	۷۸/۶۸(۰/۴۱)	۷۸/۶۸(۰/۴۱)
ماه تولد	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
بهنم	۹۶/۴۶±/۳۹ ^a	۹۵/۶۵±/۴۴ ^a	۹۳/۹۹±/۵۰ ^a	۸۶/۴۳±/۶۶ ^a	۸۷/۱۷±/۷۱ ^a	۸۵/۵۳±/۷۴ ^a	۸۴/۰۲±/۷۸ ^a	۸۰/۹۱±/۸۱ ^a	۷۹/۸۵±/۸۲ ^a	۷۹/۶۹±/۸۲ ^a	۷۹/۵۷±/۸۲ ^a	۷۹/۵۷±/۸۲ ^a
اسفند	۹۶/۵۸±/۴۰ ^a	۹۵/۱۶±/۴۵ ^a	۹۳/۹۹±/۵۰ ^a	۸۶/۴۵±/۶۸ ^b	۸۵/۴۸±/۷۳ ^a	۸۳/۶۵±/۷۷ ^a	۸۱/۳۹±/۸۰ ^a	۷۸/۴۳±/۸۴ ^a	۷۸/۳۸±/۸۴ ^a	۷۸/۲۹±/۸۵ ^a	۷۸/۱۱±/۸۵ ^a	۷۸/۱۱±/۸۵ ^a
فروردین	۹۲/۵۵±/۷۸ ^b	۹۰/۷۲±/۸۸ ^b	۸۶/۳۲±/۹۷ ^b	۷۸/۱۷±/۱۳۳ ^c	۷۴/۵۲±/۱۴۲ ^b	۷۰/۵۸±/۱۴۹ ^b	۷۰/۳۸±/۱۵۶ ^b	۷۱/۲۲±/۱۶۳ ^b	۷۱/۵۳±/۱۶۴ ^b	۷۱/۲۳±/۱۶۴ ^b	۷۱/۲۱±/۱۶۵ ^b	۷۱/۲۱±/۱۶۵ ^b
جنس بره	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
ماده	۹۶/۱۵±/۴۳ ^a	۹۴/۹۴±/۴۸ ^a	۹۳/۱۴±/۵۳ ^a	۸۸/۷۸±/۶۴ ^a	۸۶/۵۳±/۷۳ ^a	۸۳/۷۶±/۷۸ ^a	۸۰/۶۸±/۸۲ ^a	۷۸/۳۴±/۸۶ ^a	۷۵/۷۲±/۹۰ ^a	۷۵/۶۲±/۹۰ ^a	۷۵/۵۴±/۹۰ ^a	۷۵/۵۴±/۹۰ ^a
نر	۹۴/۲۴±/۴۱ ^b	۹۲/۷۵±/۴۶ ^b	۹۰/۶۷±/۵۰ ^b	۸۵/۹۵±/۶۱ ^b	۸۳/۵۱±/۶۹ ^b	۸۱/۰۲±/۷۴ ^a	۷۹/۱۷±/۷۸ ^a	۷۸/۸۶±/۸۱ ^a	۷۷/۴۵±/۸۵ ^a	۷۷/۱۹±/۸۶ ^a	۷۷/۰۵±/۸۶ ^a	۷۷/۰۵±/۸۶ ^a
سال تولد	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
سن منس	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
نوع تولد	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
وزن تولد †	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
خطی	۲۰/۴۱±۲/۴۴ ^{**}	۲۳/۳۸±۲/۷۳	۲۳/۱۹±۳/۰۱ ^{**}	۲۷/۶۳±۳/۶۲ ^{**}	۲۸/۹۰±۴/۱۳ ^{**}	۲۸/۹۹±۴/۴۲ ^{**}	۳۰/۰۶±۴/۶۴ ^{**}	۳۰/۹۳±۴/۸۶ ^{**}	۳۳/۴۲±۵/۰۶ ^{**}	۳۳/۴۲±۵/۰۶ ^{**}	۳۴/۵۹±۵/۱۱ ^{**}	۳۴/۵۹±۵/۱۱ ^{**}
درجه دو	۱/۷۷±۰/۲۵ ^{**}	۱/۹۲±۰/۲۸ ^{**}	۱/۹۵±۰/۳۱ ^{**}	۲/۲۸±۰/۳۷ ^{**}	۲/۳۹±۰/۴۲ ^{**}	۲/۴۱±۰/۴۵ ^{**}	۲/۵۰±۰/۴۷ ^{**}	۲/۵۸±۰/۵۰ ^{**}	۲/۷۶±۰/۵۲ ^{**}	۲/۷۶±۰/۵۲ ^{**}	۲/۸۶±۰/۵۲ ^{**}	۲/۸۶±۰/۵۲ ^{**}

ns ، * و ** به ترتیب غیر معنی دار، معنی دار در سطح احتمال ۵ درصد و ۱ درصد.

a-c) اختلاف بین میانگین حداقل مربعات سطوح مختلف هر اثر که با حروف متفاوت مشخص شده اند، از نظر آماری در سطح احتمال کوچک تر از ۵ درصد معنی دار می باشند.

† ضرایب رگرسیون خطی و درجه دوم میزان زنده مانی بره ها از وزن تولد آن ها.

ضریب تابعیت درجه دوم برای نسبت خطر در سن ۶ ماهگی (۱/۱۴) به مفهوم این است که ۱۴ درصد نسبت خطر افزایش پیدا می کند. این روند تغییرات میزان تلفات با تغییرات وزن تولد بره ها و مطلوب بودن وزن های حد واسط در تعدادی از نژادها نیز گزارش شده است (Smith, 1977; Morris et al., 2000; Sawalha et al., 2007). بر این اساس یکی از راه های بهبود طول عمر و زنده مانی بره ها و همچنین کاهش نسبت خطر مرگ در بره های این نژاد، انتخاب برای وزن تولد حدواسط می باشد. اگر چه میانگین حداقل مربعات طول عمر و زنده مانی برآورد شده با استفاده از روش های مختلف تجزیه در بره های متولد شده از مادران جوان تر و پیرتر کمتر از مادران ۵ ساله بود ولی چون اختلافات بین آنها از نظر آماری معنی دار نبود (P > ۰/۰۵)، نتایج سطوح مختلف برای سن مادر در جداول ۱ تا ۳ آورده نشده است. گزارش شده است که بره های متولد شده از میش های جوان تر (یک ساله) دارای وزن تولد کمتر، توان کمتر و مرگ و میر بالاتری هستند (Smith,

اثر سال تولد بره ها بر طول عمر آن ها، میزان زنده مانی و نسبت خطر در همه سنین کاملاً معنی دار (P < ۰/۰۱) بود که می تواند بدلیل نوسانات در میزان بارندگی، شرایط اقلیمی و غیره باشد. لازم به توضیح است که نوسانات صفات مورد بررسی طی سال های مختلف از روند خاصی تبعیت نمی کرد بنابراین، میانگین های حداقل مربعات آن ها در سال های مختلف ارائه نشد. اثر متغیر کمکی وزن تولد بره ها به صورت درجه دوم بر طول عمر، زنده مانی و نسبت خطر در بره ها، در روش های مختلف تجزیه معنی دار بود (P < ۰/۰۱). ضرایب تابعیت خطی برای طول عمر و میزان زنده مانی بره ها در همه سنین مثبت و ضرایب تابعیت درجه دوم آن ها منفی بود. این ضرایب نشان می دهند که در وزن تولد پایین و بالا بره ها طول عمر و زنده مانی کمتری دارند ولی وزن تولد در حد میانگین، مطلوب می باشد. ضرایب خطی نسبت خطر در همه سنین کمتر از ۱ و بین ۰/۱۶ تا ۰/۲۴ ولی ضرایب درجه دوم بزرگتر از ۱ و بین ۱/۱۱ تا ۱/۱۴ برآورد شده اند. برای مثال

مطالعه بر روی زنده مانی بره های مرینو یک الگوی درجه دو را بین سن مادر و میزان زنده مانی بره ها بدست آوردند به طوری که کمترین میزان زنده مانی در بره های متولد شده از مادران ۲ ساله و ۶ ساله یا بیشتر مشاهده شد و بیشترین میزان زنده مانی در بره های متولد شده از مادران ۴ ساله مشاهده گردید که بر خلاف نتایج پژوهش حاضر، با سایر گروه های سنی اختلاف معنی داری داشت.

1977). همانند نتایج بدست آمده در پژوهش حاضر، در برخی از مطالعات بر روی نژادهای مختلف نشان داده شده است که زنده مانی بره ها با افزایش سن میش، بهبود یافته است (Southey et al., 2001; Sawalha et al., 2007; Riggio et al., 2008). اگرچه Brash et al. (1994) و Morris et al. (2000) کاهش جزئی را در زنده مانی بره های متولد شده از مادران پیرتر از ۵ سال نشان دادند. همچنین Hatcher et al. (2009) در

جدول ۳- برآورد نسبت خطر (Hazard ratio) سطوح مختلف اثر عوامل غیر ژنتیکی حاصل از رویه Lifereg با تابع ویبول برای مرگ و میر بره ها تا سن یک سالگی

اثرات	۱ تا ماهگی	۲ تا ماهگی	۳ تا ماهگی	۴ تا ماهگی	۵ تا ماهگی	۶ تا ماهگی	۷ تا ماهگی	۸ تا ماهگی	۹ تا ماهگی	۱۰ تا ماهگی	۱۱ تا ماهگی	۱۲ تا ماهگی
ماه تولد	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
پهمن	۰/۴۰ ^a	۰/۴۰ ^a	۰/۲۸ ^a	۰/۲۴ ^a	۰/۳۶ ^a	۰/۴۱ ^a	۰/۴۱ ^a	۰/۴۶ ^a	۰/۵۷ ^a	۰/۶۲ ^a	۰/۶۳ ^a	۰/۶۳ ^a
اسفند	۰/۳۷ ^a	۰/۴۴ ^a	۰/۳۷ ^b	۰/۳۳ ^b	۰/۵۰ ^b	۰/۴۶ ^a	۰/۴۶ ^a	۰/۵۴ ^b	۰/۶۵ ^b	۰/۶۶ ^a	۰/۶۶ ^a	۰/۶۷ ^a
فروردین	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^c	۱ ^c	۱ ^c	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^c	۱ ^c	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^b
جنس بره	**	**	**	**	**	**	*	ns	ns	ns	ns	ns
ماده	۰/۵۹ ^a	۰/۶۲ ^a	۰/۶۴ ^a	۰/۷۰ ^a	۰/۷۵ ^a	۰/۸۰ ^a	۰/۸۸ ^a	۰/۹۹ ^a	۱/۰۳ ^a	۱/۰۳ ^a	۱/۰۳ ^a	۱/۰۳ ^a
نر	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^b	۱ ^a	۱ ^a	۱ ^a	۱ ^a	۱ ^a
سال تولد	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
سن میش	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
نوع تولد	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
وزن تولد †	°°	۰/۱۶ ^{°°}	۰/۱۷ ^{°°}	۰/۱۷ ^{°°}	۰/۱۹ ^{°°}	۰/۱۹ ^{°°}	۰/۱۹ ^{°°}	°°	°°	°°	۰/۲۴ ^{°°}	۰/۲۴ ^{°°}
خطی	°°	°°	°°	°°	°°	°°	°°	°°	°°	°°	°°	°°
درجه دو	۱/۱۲ ^{°°}	۱/۱۳ ^{°°}	۱/۱۲ ^{°°}	۱/۱۳ ^{°°}	۱/۱۳ ^{°°}	۱/۱۴ ^{°°}	۱/۱۳ ^{°°}	۱/۱۲ ^{°°}	۱/۱۱ ^{°°}	۱/۱۱ ^{°°}	۱/۱۱ ^{°°}	۱/۱۱ ^{°°}

ns، * و ** به ترتیب غیر معنی دار، معنی دار در سطح احتمال ۵ درصد و ۱ درصد.

a-c) اختلاف بین میانگین حداقل مربعات سطوح مختلف هر اثر که با حروف متفاوت مشخص

شده است که بطور طبیعی بره های متولد شده در زایش های چند قلو، دارای وزن تولد پایین تری هستند و بیشتر در مقابل بیماری ها از پای در می آیند (Smith, 1977; Morris et al., 2000; Sawalha et al., 2007). تفاوت عملکرد صفات مورد بررسی بین بره های تک قلو و دوقلو حاصل شده در این پژوهش تقریباً با نتایج گزارش شده برای سایر نژادها مطابقت دارد، ولی مقدار این تفاوت در حدی نیست که اختلاف بین آن ها معنی دار شود. شاید از جمله دلایل مغایرت اثر نوع تولد بر طول عمر، زنده مانی و نسبت خطر در بره ها، حاصل شده در این مطالعه با نتایج سایر پژوهشگران در نژادهای مختلف را بتوان به وجود وزن تولد بره ها به عنوان متغیر کمکی در مدل نسبت داد. زیرا بخشی از

میانگین حداقل مربعات طول عمر و میزان زنده مانی با استفاده از مدل خطی تعمیم یافته در بره های دوقلو کمتر از بره های تک قلو بود. همچنین نسبت خطر مرگ حاصل از تجزیه با استفاده از تابع ویبول در بره های دو قلو بیشتر از بره های تک قلو برآورد شد. ولی به لحاظ این که اختلافات بین آن ها برای طول عمر، میزان زنده مانی و نسبت خطر کوچک بود و از نظر آماری تفاوت معنی داری با هم نداشتند، نتایج آن ها ارائه نشد. بر خلاف نتایج حاصل در این مطالعه، گزارش شده است که بره های حاصل از زایش های چند قلو در مقایسه با بره های تک قلو از میزان مرگ و میر بالاتری تا شیرگیری برخوردار هستند (Smith, 1977; Southey et al., 2001; Hatcher et al., 2009). همچنین مشخص

خطر حاصل شده برای سطوح مختلف اثر عوامل غیر ژنتیکی از نظر مقدار بطور جزئی با هم اختلاف داشتند، ولی مقایسه سطوح مختلف اثرات غیر ژنتیکی برای میزان زنده مانی در هر دو مدل یکسان می باشد.

نتیجه گیری

نتایج حاصل شده از مدل های خطی و تجزیه زنده مانی نشان دادند که اثر عوامل غیر ژنتیکی ماه تولد بره، سال تولد بره، جنس بره و وزن تولد بره به صورت درجه دوم بر زنده مانی و طول عمر بره ها تا سن یک سالگی معنی دار و اثر عوامل سن میش و نوع تولد بره از نظر آماری معنی دار نبودند. بر این اساس مطالعه اثر عوامل غیر ژنتیکی بر زنده مانی بره ها تا سن یک سالگی حاصل از مدل های خطی و غیر خطی یکسان بوده و برای افزایش زنده مانی از طریق بهبود عوامل غیر ژنتیکی می توان از نتایج حاصل از مدل های خطی یا غیر خطی استفاده نمود.

اختلاف بین دوقلو ها و تک قلو ها ناشی از اختلاف در وزن تولد آن ها است، که با وارد نمودن وزن تولد به عنوان متغیر کمکی در مدل، برای این بخش از اختلافات تصحیح صورت پذیرفته و منجر به کمتر شدن اثر نوع تولد و نهایتاً معنی دار نشدن اختلاف بین آن ها شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که برآورد اثر عوامل غیر ژنتیکی با استفاده از مدل های خطی و تجزیه زنده مانی تقریباً یکسان بودند. برخی دیگر از محققین نتایج مشابهی را گزارش نمودند که، اگرچه رگرسیون لجستیک برای میزان زنده مانی نتایج مشابهی را برای اثر عوامل غیر ژنتیکی می دهد ولی تجزیه زنده مانی برای مطالعات ژنتیکی ترجیح داده می شود زیرا برآوردهای بهتری از مولفه های واریانس مهیا می نماید (Southey et al., 2001; Southey et al., 2003; Casellas et al., 2007). اگرچه میانگین حداقل مربعات برای میزان زنده مانی حاصل از مدل خطی با نسبت

REFERENCES

- Borg, R. C. (2007). Phenotypic and genetic evaluation of fitness characteristics in sheep under a range environment. Ph. D. dissertation, Virginia University.
- Brash, L. D., Fogarty, N. M. and Gilmour, A. R. (1994). Reproductive performance and genetic parameters for Australian Dorset sheep. *Australian Journal of Agriculture Research*, 45, 427-441.
- Casellas, J., Caja, G., Such, X. and Piedrafita, J. (2007). Survival analysis from birth to slaughter of Ripollés lambs under semi-intensive management. *Journal of Animal Science*, 85, 512-517.
- Conington, J., Bishop, S. C., Grundy, B., Waterhouse, A. and Simm, G. (2001). Multi-trait selection indexes for sustainable UK Hill sheep production. *Animal Science*, 73, 413-423.
- Ducrocq, V., Quaas, R. L. and Pollak, E. J. (1988). Length of productive life of dairy cows. 1. Justification of a Weibull model. *Journal of Dairy Science*, 71, 3061-3070.
- Green, L. E. and Morgan, K. L. (1993). Mortality in early born, housed lambs in south-west England. *Preventive Veterinary Medicine*, 17, 251-261.
- Hatcher, S., Atkins, K. D. and Safari, A. (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 Muzaffarnagari sheep. *Small Ruminant Research*, 71, 273-279.
- Morris, C. A., Hickey, S. M. and Clarke, J. N. (2000). Genetic and environmental factors affecting lamb survival at birth and through to weaning. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 43, 515-524.
- 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.
- Nash, M. L., Hungerford, L. L., Nash, T. G. and Zinn, G. M. (1996). Risk factors for perinatal and postnatal mortality in lambs. *Veterinary Record*, 139, 64-67.
- Riggio, V., Finocchiaro, R. and Bishop, S. C. (2008). Genetic parameters for early lamb survival and growth in Scottish Blackface sheep. *Journal of Animal Science*, 86, 1758-1764.
- SAS, (2000). Release 8. 02, SAS Institute Inc., Cary, North Carolina, USA.
- Sawalha, R. M., Conington, J., Brotherstone, S. and Villanueva, B. (2007). Analysis of lamb survival of Scottish Blackface sheep. *Animal*, 1, 151-157.
- Smith, G. M. (1977). Factors affecting birth weight, dystocia and preweaning survival in sheep. *Journal of Animal Science*, 44, 745-753.
- Southey, B. R., Rodriguez-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.
17. Southey, B. R., Rodriguez-Zas, S. L. and Leymaster, K. A. (2003). Discrete time survival analysis of lamb mortality in a terminal sire composite population. *Journal of Animal Science*, 81, 1399-1405.
 18. Yapi, C. V., Boylan, W. J. and Robinson, R. A. (1990). Factors associated with causes of preweaning lamb mortality. *Preventive Veterinary Medicine*, 10, 145-152.