

آنالیز ژنتیکی تعداد بزه متولد شده در هر زایش میش‌های نژاد مهربان با کمک مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین

ملیحه امیرآبادی فراهانی^۱ و پویا زمانی^{۲*}

۱، دانشجوی کارشناسی ارشد ژنتیک و اصلاح نژاد دام، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا

۲، استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا

(تاریخ دریافت: ۹۱/۶/۱۲ - تاریخ تصویب: ۹۲/۵/۳)

چکیده

در این پژوهش به منظور برآورد اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تعداد بزه در هر زایش گوسفند مهربان با استفاده از مدل‌های رگرسیون تصادفی، از ۵۵۵۸ رکورد زایش مربوط به ۲۲۴۵ رأس میش طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۹ استفاده گردید. شناسایی عوامل ثابت مؤثر بر صفت مورد بررسی با مدل خطی تعمیم یافته و نرم‌افزار SAS انجام شد که گله-سال-فصل و سن میش هنگام زایش (ماه) اثرات معنی‌داری داشتند. اجزای واریانس بر اساس مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین خطی و درجه دو و تعداد گره‌های ۴ تا ۶ بانرم‌افزار WOMBAT برآورد شدند. مقایسه مدل‌ها با کمک شاخص‌های AIC و BIC انجام شد که در این میان مدل QLL4 (درجه دو برای رگرسیون ثابت، خطی برای اثرات ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی با تعداد گره ۴) بهتر از مدل‌های دیگر بود. بر اساس این مدل، واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی به ترتیب در دامنه ۰/۰۱ تا ۱/۲۴، ۰/۰۰ تا ۴/۰۹ و ۰/۳۴ تا ۵/۹۸ برآورد شدند. همچنین برآورد وراثت‌پذیری این صفت در دامنه ۰/۰۲ تا ۰/۳۰ قرار داشت. وراثت‌پذیری تعداد بزه در هر زایش در سنین ۶۰ تا ۷۲ ماهگی، بالاتر از سنین دیگر بود.

واژه‌های کلیدی: اجزای واریانس، بی‌اسپلین، تعداد بزه در هر زایش، وراثت‌پذیری،
مدل رگرسیون تصادفی

مقدمه

تولیدمثل یکی از عوامل اساسی و عمده در پرورش حیوانات اهلی است. کاهش هزینه‌های اقتصادی و بیولوژیک در تولید گوشت در اثر افزایش میزان تولیدمثل در مقایسه با سرعت رشد بیشتر یا کاهش چربی بدن به مراتب زیادتر است (Fogarty et al, 1994).

پژوهش‌های زیادی در گونه‌های مختلف حیوانات به منظور تعیین توانایی تولیدمثل و عوامل مؤثر بر آن و همچنین راه‌های افزایش میزان تولیدمثل انجام شده است (Fogarty, 1984). در مطالعه‌ای وراثت‌پذیری تعداد بزه متولد شده و نسبت واریانس محیطی دائمی میش به

واریانس فنوتیپی در گوسفند تارگی به ترتیب، ۰/۱۰ و ۰/۴۰ برآورد شده است (Hanford et al, 2003). وراثت‌پذیری تعداد بزه متولد شده در گوسفندان لری- بختیاری ۰/۰۵ (Poortahmasb et al, 2007) و در گوسفند مغانی ۰/۰۳۸ برآورد شد (SavarSofla et al, 2010). وراثت‌پذیری تعداد بزه متولد شده در هر زایش در نژاد لری- بختیاری ۰/۱۰ گزارش شد (Vatankhah et al, 2008).

برای برآورد اجزای واریانس روش‌های مختلفی ارائه شده که استفاده از مدل رگرسیون تصادفی به علت داشتن مزیت همچون امکان منظور نمودن اثر محیطی

۱۳۷۴ تا ۱۳۸۹ توسط سازمان جهاد کشاورزی استان همدان جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. آماده‌سازی داده‌ها با نرم‌افزارهای Excel 2007 و Access 2007، صورت گرفت. طی فرایند ویرایش داده‌ها، داده‌های مربوط به رکوردهای غیرطبیعی و پرت و همچنین رکوردهای مربوط به میش‌های دارای یک زایش از داده‌ها حذف شدند که پس از ویرایش داده‌ها، تعداد رکوردها به ۵۵۵۸ رسید. با کمک این داده‌ها تعداد بره‌های متولد شده در هر زایش محاسبه شدند. اطلاعات مربوط به آماره‌های توصیفی تعداد بره در هر زایش و تعداد رکوردها در هر یک از سن‌های زایش، به‌ترتیب در جدول (۱) و شکل (۱) نشان داده شده‌اند.

برای شناسایی عوامل مؤثر بر صفت و تشکیل مدل مناسب از یک مدل خطی تعمیم یافته (شامل اثرات گله - سال - فصل زایش به‌عنوان یک متغیر ناپیوسته و سن میش هنگام زایش به‌عنوان یک متغیر پیوسته)، با کمک نرم‌افزار آماری SAS ویرایش ۹/۱ (SAS, 2004) استفاده شد که در آن هر دو عامل دارای اثر معنی‌دار بر صفت مورد بررسی بودند.

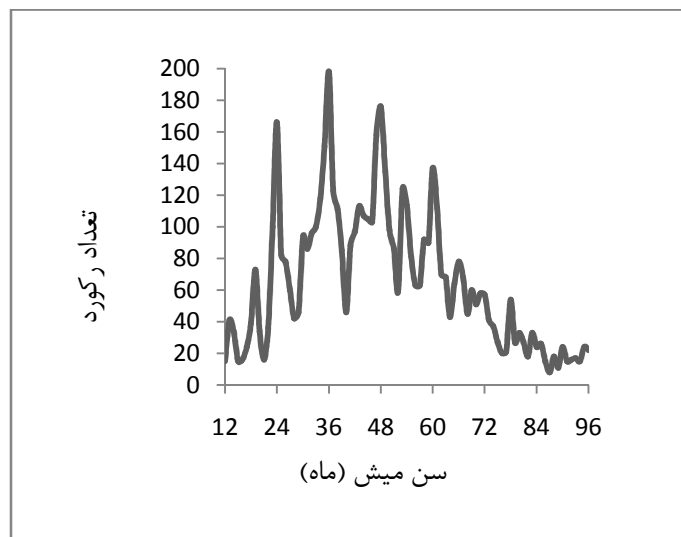
خاص برای هر روز رکوردگیری در تجزیه و تحلیل آماری، نسبت به مدل‌های حیوانی روبه گسترش است. این مدل وقتی به‌کار می‌رود که مشاهدات تکراری در زمان‌های مختلف برای یک صفت در دسترس باشد (Meyer, 2002). گوسفند مهربان، گوسفند بومی استان همدان است و تاکنون پژوهشی درباره برآورد اجزای واریانس صفات تولیدمثلی با استفاده از مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین در آن انجام نشده است؛ همچنین با بررسی انجام شده، پژوهشی درباره برآورد اجزای واریانس صفات تولیدمثلی با کمک مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین در نژادهای دیگر نیز مطلبی یافت نشد. هدف بررسی حاضر، برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی تعداد بره متولد شده در هر زایش گوسفندان نژاد مهربان، با کمک مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین بود.

مواد و روش‌ها

در این بررسی، از داده‌های مربوط به ۱۰۰۹۵ رکورد اطلاعات زایشی میش‌های نژاد مهربان که طی سال‌های

جدول ۱- آماره‌های توصیفی تعداد بره در هر زایش پس از ویرایش داده‌ها

۲۵۳۷۳	تعداد افراد در شجره
۵۵۵۸	تعداد رکوردها
۱/۱۳	میانگین
۰/۳۶	انحراف استاندارد
۱	کمترین
۴	بیشترین
۲۲۴۵	تعداد افراد دارای رکورد
۱۴۹۵	افراد دارای ۲ رکورد
۵۰۹	افراد دارای ۳ رکورد
۱۷۶	افراد دارای ۴ رکورد
۵۲	افراد دارای ۵ رکورد
۱۳	افراد دارای ۱۰-۶ رکورد
۱۱۱	تعداد پدر
۹۹۴	تعداد مادر



شکل ۱- توزیع تعداد رکوردها در سنین مختلف میش‌ها

درجه دو) ارزیابی شده بر اساس اثر سن میش (a_{ijq}) و e_{ijq} ، اثر باقیمانده مربوط به y_{ijq} می‌باشد.

پارامتر n در نرم افزار WOMBAT یک بار ۴ و بار دیگر ۵ در نظر گرفته شد.

با تغییر پارامتر n ، تعداد گره‌های مختلف از ۴ تا ۶ برای مدل‌های مختلف ایجاد شد. محل گره‌ها در حالت ۴ گره ۱۲، ۳۸/۷، ۶۷/۳ و ۹۶، در حالت ۵ گره ۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵ و ۹۶ و در حالت ۶ گره ۱۲، ۲۷/۲، ۴۴/۴، ۶۱/۶، ۷۸/۸ و ۹۶ بود.

در نهایت برای یافتن بهترین مدل رگرسیون تصادفی به روش بی‌اسپلین در آنالیز صفت مورد بررسی، از معیارهای اطلاعات آیک (AIC) و بیزین (BIC) استفاده شد به گونه‌ای که مدلی با حداقل مقدار شاخص AIC و BIC (Fischer et al, 2004) به عنوان بهترین مدل انتخاب شد.

نتایج و بحث

میانگین کل و انحراف استاندارد تعداد بره متولد شده در هر زایش میش ($1/13 \pm 0/36$) اختلاف بسیار جزئی با میانگین به دست آمده در نژاد لری-بختیاری ($1/14$) داشت (Edriss & Vatankhah, 2004). همچنین به نتایج

اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی تعداد بره در هر زایش با نرم‌افزار WOMBAT (Meyer, 2011) برآورد گردید. اجزای واریانس با استفاده از الگوریتم میانگین اطلاعات بیشترین درست‌نمایی محدود شده^۱ (AI-REML) برآورد شدند و معیار همگرایی برای توقف تکرارها 10^{-8} در نظر گرفته شد.

مدل مورد استفاده برای برآورد اجزای واریانس به صورت زیر بود:

$$y_{ijq} = FYS_i + \sum_{r=1}^{n=k} \alpha_{ri} B_r(a_{ijq}) + \sum_{r=1}^{n=k} \beta_{rj} B_r(a_{ijq}) + \sum_{r=1}^{n=k} \gamma_{rj} B_r(a_{ijq}) + e_{ijq}$$

در این مدل:

y_{ijq} ، رکورد مربوط به حیوان z ام با اثر ثابت i و سن میش q (۱۲ تا ۹۶ ماه)؛ FYS_i ، i امین اثر ثابت گله-سال - فصل زایش (۲۸ گله، ۱۶ سال، ۴ فصل، مجموعاً ۲۰۷ سطح گروه)؛ α_{ri} ، r امین ضریب رگرسیون ثابت برای i امین اثر گله-سال - فصل و β_{rj} و γ_{rj} ، به ترتیب r امین ضرایب رگرسیون تصادفی برای اثر ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی حیوان z می‌باشند. کواریت ($B_r(a_{ijq})$ ، r امین ضریب بی‌اسپلین (خطی، درجه دو و خطی-

2. Akaike's Information Criterion
3. Bayesian Information Criterion

1. Average Information Restricted Maximum Likelihood

بودن شرایط محیطی مانند آب و هوا، تغذیه و مدیریت و همچنین، عدم وجود یا فراوانی پایین جهش‌های ژنی مؤثر بر چند قلو زایی در این نژادها نسبت داد. در این خصوص اگر بتوان میزان چندقلو زایی را در سیستم‌های پرورش روستایی و نیمه متمرکز با عمل فلاشینگ بالا برد، اثر قابل ملاحظه‌ای در افزایش میانگین این صفت خواهد داشت.

پژوهش‌های قبلی که میانگین این صفت را در نژادهای کلکوهی، قزل و بلوچی به ترتیب ۱/۰۱ تا ۱/۳۳، ۱/۱ تا ۱/۲۴ (Demiruren et al, 1971) و نیز در گوسفند کرمانی ۱/۰۵ (Mokhtari et al, 2010) گزارش نمودند، نزدیک بود. پایین بودن میانگین تعداد بره متولد شده در هر زایش یا به‌طور کلی، چند قلو زایی در نژادهای ایرانی را می‌توان تا حد زیادی به نامناسب

جدول ۲- نتایج مربوط به مدل‌های مختلف مورد استفاده برای برآورد اجزای واریانس تعداد بره در هر زایش

مدل*	پارامتر n	محل گره	لگاریتم درست‌نمایی	تعداد پارامتر	معیار AIC	معیار BIC
LLL5	۴	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۴۴۴۹/۹۵	۲۴	۸۹۴۷/۹	۹۱۰۵/۹۶
LLQ5	۴	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۳۶۵۳/۲۴	۲۴	۷۳۵۴/۴۸	۷۵۱۰/۳۰
LQL5	۴	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۱۱۵۶/۳	۲۴	۲۳۶۰/۷۰	۲۵۱۶/۵۲
LQQ5	۴	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۲۱۰۷/۳۸	۲۴	۴۲۶۲/۷۶	۴۴۲۰/۸۰
QLL4	۴	۱۲، ۳۸/۷، ۶۷/۳، ۹۶	-۴۵/۲۲	۲۴	۱۳۸/۴۴	۲۹۶/۴۸
QLQ4	۴	۱۲، ۳۸/۷، ۶۷/۳، ۹۶	-۴۳۳۱/۴۷	۲۴	۸۷۱۰/۹۴	۸۸۶۸/۹۸
QQL4	۴	۱۲، ۳۸/۷، ۶۷/۳، ۹۶	-۹۹۰/۸۶	۲۴	۲۰۲۹/۷۲	۲۱۸۵/۵۴
QQQ4	۴	۱۲، ۳۸/۷، ۶۷/۳، ۹۶	-۷۸۸/۶۹	۲۴	۱۶۲۵/۳۸	۱۷۸۳/۴۲
LLL6	۵	۱۲، ۲۷/۲، ۴۴/۴، ۶۱/۶، ۷۸/۸، ۹۶	-۱۸۷/۵۴	۳۴	۴۴۳/۰۸	۶۶۶/۹۶
LLQ6	۵	۱۲، ۲۷/۲، ۴۴/۴، ۶۱/۶، ۷۸/۸، ۹۶	-۶۳۹/۴۷	۳۴	۱۳۴۶/۹۴	۱۵۷۰/۸۲
LQL6	۵	۱۲، ۲۷/۲، ۴۴/۴، ۶۱/۶، ۷۸/۸، ۹۶	-۵۸۳/۹۳	۳۴	۱۲۳۵/۸۶	۱۴۵۹/۷۶
LQQ6	۵	۱۲، ۲۷/۲، ۴۴/۴، ۶۱/۶، ۷۸/۸، ۹۶	-۹۳۸/۵۰	۳۴	۱۹۴۵/۰۰	۲۱۶۸/۹۰
QLL5	۵	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۱۵۳۶/۸۶	۳۴	۳۱۴۱/۷۲	۳۳۶۵/۶۰
QLQ5	۵	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۳۳۵/۱۶	۳۴	۷۳۸/۳۲	۹۶۲/۲۲
QQL5	۵	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۱۴۴/۴۷	۳۴	۲۵۶/۹۴	۵۸۰/۸۴
QQQ5	۵	۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵، ۹۶	-۷۸۰/۱۷	۳۴	۱۶۲۸/۳۴	۱۸۵۲/۲۴

* علامت مدل‌ها از چپ به راست؛ درجه برازش رگرسیون ثابت، رگرسیون تصادفی ژنتیکی افزایشی، رگرسیون تصادفی محیط دائمی و تعداد گره: L: خطی، Q: درجه دو.

نشان داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود واریانس ژنتیکی افزایشی از سنین ۱۲ تا ۲۶ ماهگی روند کاهشی و بعد از آن با افزایش سن میش‌ها (۳۱ تا ۹۶ ماهگی) روند افزایشی را نشان داد. کمترین واریانس ژنتیکی افزایشی با مقدار $0/11 \pm 0/01$ در سنین ۲۶ تا ۳۰ ماهگی و بیشترین مقدار آن با مقدار $16/50 \pm 1/24$ در سن ۹۶ ماهگی برآورد گردید. در مطالعه ای که Mokhtari et al. (2010) روی گوسفندان نژاد کرمانی داشتند واریانس ژنتیکی افزایشی تعداد بره متولد شده در هر زایش را $0/378$ برآورد کردند. همچنین Saneei et al (2002)، در یک بررسی واریانس ژنتیکی افزایشی این صفت را در میش‌های نژاد بلوچی $0/022$ گزارش نموده که در محدوده برآورد حاصل در این بررسی می‌باشد.

نتایج مربوط به استفاده از مدل‌های مختلف برای بررسی داده‌های مربوط به تعداد بره در هر زایش در جدول (۲) نشان داده شده است. مدل دارای درجه برازش ۲ برای اثرات ثابت و خطی- خطی برای اثرات ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی با تعداد ۴ گره (QLL4) کمترین مقدار AIC (۱۳۸/۴۴) و BIC (۲۹۶/۴۸) را نشان داد.

بنابراین، به‌نظر می‌رسد که مدل QLL4 برای برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی تعداد بره در هر زایش مناسب‌تر از مدل‌های دیگر باشد. نتایج مربوط به برآورد اجزای واریانس تعداد بره در هر زایش با استفاده از مدل QLL4 در جدول (۳) نشان داده شده است. روند تغییرات مربوط به اجزای واریانس صفت تعداد بره در هر زایش میش برآورد شده در مدل QLL4 در شکل (۲)

جدول ۳- نتایج مربوط به برآورد واریانس‌های ژنتیکی افزایشی (σ_a^2)، محیط دائمی (σ_{pe}^2)، فنوتیپی (σ_p^2)، وراثت‌پذیری (h^2) و ضریب محیط دائمی (pe^2) تعداد بره در هر زایش در سنین مختلف با استفاده از مدل QLL4

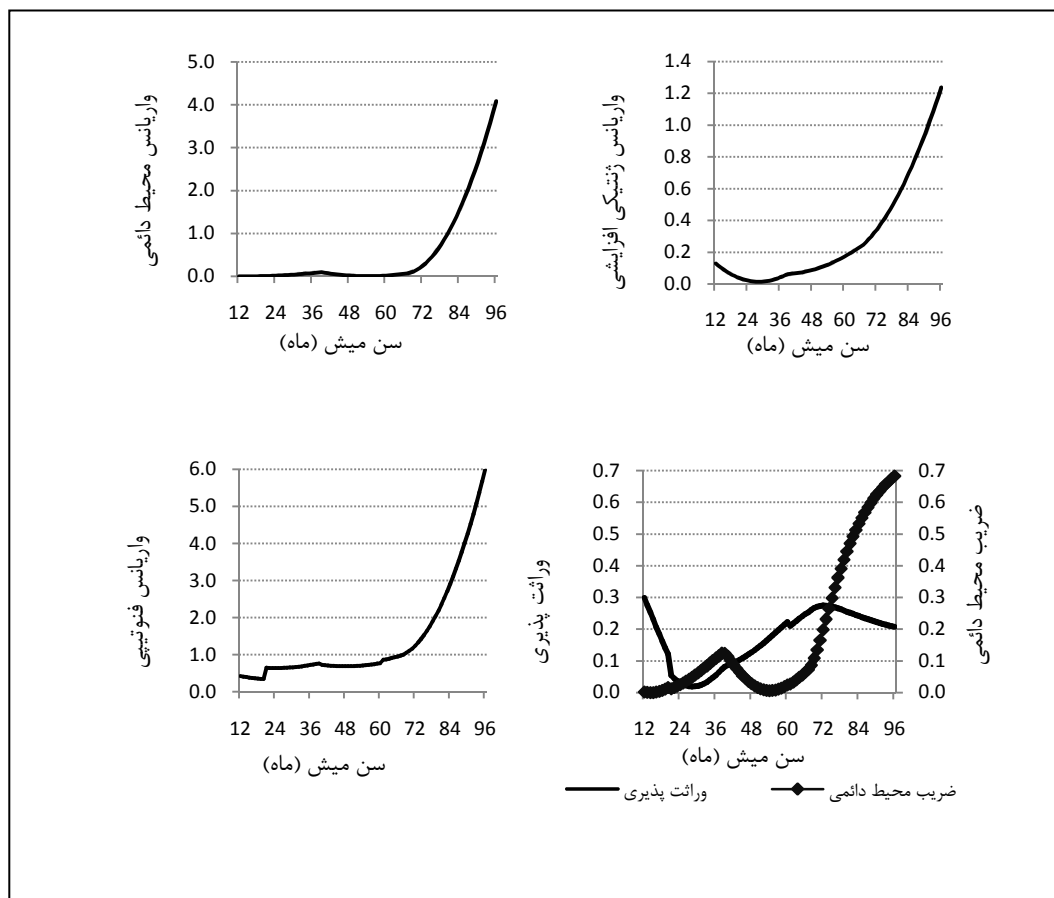
سن زایش / فراسنج	σ_a^2	σ_{pe}^2	σ_p^2	h^2	pe^2
۱۲	۰/۱۳±۰/۵۴	۰/۰۰±۰/۵۸	۰/۴۲±۰/۱۳	۰/۳۰±۰/۲۸	۰/۰۰±۰/۳۶
۲۴	۰/۰۲±۰/۱۴	۰/۰۲±۰/۱۵	۰/۶۴±۰/۰۷	۰/۰۳±۰/۲۲	۰/۰۳±۰/۲۴
۳۶	۰/۰۴±۰/۱۷	۰/۰۸±۰/۱۷	۰/۷۲±۰/۰۷	۰/۰۶±۰/۲۳	۰/۱۱±۰/۲۴
۴۸	۰/۰۹±۰/۱۴	۰/۰۲±۰/۱۴	۰/۶۹±۰/۰۶	۰/۱۳±۰/۲۰	۰/۰۳±۰/۲۰
۶۰	۰/۱۷±۰/۳۱	۰/۰۲±۰/۳۱	۰/۷۷±۰/۱۰	۰/۲۲±۰/۴۰	۰/۰۲±۰/۴۰
۷۲	۰/۳۴±۰/۰۵	۰/۲۵±۰/۰۶	۱/۲۴±۰/۲۴	۰/۲۸±۰/۸۴	۰/۲۰±۰/۸۵
۸۴	۰/۷۰±۰/۳۶	۱/۵۵±۰/۴۱	۲/۹۰±۰/۶۶	۰/۲۴±۰/۰۰	۰/۵۳±۰/۰۱
۹۶	۱/۲۴±۰/۱۶/۵۰	۴/۰۹±۰/۱۶/۶۹	۵/۹۸±۰/۲/۱۳	۰/۲۱±۰/۲/۶۴	۰/۶۸±۰/۳/۶۳

اجزای واریانس و تعداد رکوردهای مورد استفاده نسبت داد. در رابطه با مقادیر برآورد شده وراثت‌پذیری، همان‌گونه که در شکل (۲) نشان داده شده است، وراثت‌پذیری تعداد بره در هر زایش از سن ۱۲ تا ۲۶ ماهگی کاهش و سپس از سن ۳۲ تا ۷۲ ماهگی افزایش و بعد از آن روند کاهشی نشان داد. وراثت‌پذیری این صفت در دامنه $0/02 \pm 0/16$ تا $0/30 \pm 1/28$ قرار داشت که بیشترین وراثت‌پذیری در سن ۱۲ ماهگی و کمترین آن در سنین ۲۶ تا ۳۱ ماهگی مشاهده گردید (شکل ۲). روند نزولی برآورد وراثت‌پذیری از ۱۲ تا ۲۶ ماهگی، مشابه روند نزولی برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی است (شکل ۲). این موضوع را می‌توان به تعداد رکورد پایین‌تر در سنین اولیه نسبت داد. همان‌گونه که در جدول (۳) نشان داده شده است، خطای استاندارد برآورد وراثت‌پذیری، به‌ویژه در سنین آغازین و انتهایی بسیار بالا بوده است. بالا بودن خطای استاندارد برآورد وراثت‌پذیری در این سنین نشان می‌دهد که مقادیر برآورد شده وراثت‌پذیری برای سنین آغازین و پایانی قابل اعتماد نیستند. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که گزارش بالاترین مقدار وراثت‌پذیری تعداد بره در هر زایش در سنین میانی، شامل ۶۰ تا ۷۲ ماهگی ($0/22$ تا $0/28$) منطقی‌تر باشد. وراثت‌پذیری بالاتر تعداد بره در هر زایش در سنین ۶۰ تا ۷۲ ماهگی (۵ تا ۶ سالگی) نشان می‌دهد که اثرات افزایشی ژن‌ها بر میزان دوقلوژی جمعیت مورد بررسی در این سنین بالاتر از سن‌های دیگر می‌باشد. در پژوهشی که Pezhman et al. (2010) با استفاده از تجزیه دو متغیره مدل‌های تکرارپذیری

واریانس محیط دائمی نیز با افزایش سن میش‌ها روند افزایشی داشت (شکل ۲). با مراجعه به جدول (۳) می‌توان دریافت که آثار محیطی دائمی بین حیوانات بخش عمده‌ای از میزان تنوع مشاهده شده برای صفت مورد بررسی را به خود اختصاص می‌دهد. به‌طوری که واریانس محیطی دائمی بین حیوانات به‌عنوان بخشی از واریانس فنوتیپی از $0/00 \pm 0/35$ تا $4/09 \pm 16/69$ متغیر می‌باشد. در پژوهش‌هایی که SavarSofla et al (2010) و al.Mokhtariet (2010) روی گوسفندان نژاد مغانی و کرمانی انجام دادند واریانس محیط دائمی تعداد بره متولد شده در هر زایش میش را به‌ترتیب $0/17$ و $2/482$ برآورد کردند که در محدوده برآورد به‌دست آمده از این بررسی است. مقادیر برآورد شده برای واریانس فنوتیپی از سن ۱۲ تا ۲۰ ماهگی روند کاهشی داشته به‌طوری که کمترین مقدار آن ($0/34 \pm 0/09$) در سن ۲۰ ماهگی مشاهده شد. با افزایش سن میش‌ها روند افزایشی را نشان داد که در ۹۶ ماهگی به بیشترین مقدار ($2/13 \pm$) رسید. در پژوهشی که Rosati et al (2002) انجام دادند واریانس فنوتیپی تعداد بره متولد شده در هر زایش $0/31$ برآورد شده است که تقریباً نزدیک به نتیجه حاصل از این بررسی است. در بررسی دیگری که روی نژاد مهربان انجام گرفته واریانس فنوتیپی این صفت $0/114$ گزارش شده است (Pezhman, 2009) که کمتر از برآورد حاصل از این بررسی است. این تفاوت را می‌توان به روش ویرایش داده‌ها مانند معیار حذف داده‌های پرت و سن‌های مورد بررسی، مدل مورد استفاده برای برآورد

گوسفند مهربان انجام دادند، مقدار وراثت‌پذیری صفت تعداد بزه متولد شده را ۰/۰۸۵٪ برآورد نمودند که در

محدوده این بررسی است.



شکل ۲- برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی تعداد بزه متولد شده در هر زایش با استفاده از مدل QLL4

نژادها، میزان مشخص بودن روابط خویشاوندی حیوانات در شجره، ساختار و حجم اطلاعات استفاده شده و متنوع بودن شرایط آب و هوایی ایجاد شده است (Hanford et al, 2002). مقدار نسبت واریانس محیطی دائمی میش به واریانس فنوتیپی در دامنه $0/00 \pm 1/20$ تا $0/68 \pm 3/63$ برآورد شد. در مطالعه ای که Edriss & Vatankhah (2004) روی گوسفند نژاد بختیاری داشتند مقدار ضریب محیط دائمی را $0/09$ گزارش کردند که این برآورد در دامنه برآوردهای بررسی حاضر قرار دارد. با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش‌های گوناگون، رشد ژنتیکی حاصل از انتخاب مستقیم برای صفات تولیدمثلی، به علت پایین بودن ضریب وراثت‌پذیری، پایین است. البته با برآورد تغییرات وراثت‌پذیری صفت مورد نظر در سنین مختلف و استفاده از رکوردهای مربوط به سنین دارای

همچنین برآورد وراثت‌پذیری تعداد بزه متولد شده در این بررسی در محدوده برآوردهای گزارش شده برای سایر نژادها نیز می‌باشد، به طوری که وراثت‌پذیری این صفت در نژادهای بلاک فیس و دورست به ترتیب $0/12$ و $0/08$ گزارش شده است (Atkins, 1986; Hall et al, 1994). در پژوهشی که Ekiz (2005) et al. روی گوسفند مرینو ترکی انجام دادند، مقدار وراثت‌پذیری تعداد بزه متولد شده را $0/25$ برآورد کردند که این برآورد در دامنه برآوردهای انجام شده در پژوهش حاضر قرار دارد. به طور کلی دامنه تغییرات برآوردهای وراثت‌پذیری صفت تعداد بزه متولد شده در نژادهای مختلف در دامنه گسترده $0/01$ تا $0/54$ گزارش شده است (Fogarty, 1984).

باید توجه داشت که مقادیر متنوع وراثت‌پذیری‌های حاصل از تحقیقات مختلف در نتیجه متفاوت بودن

نتیجه‌گیری کلی

اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تعداد بزه در هر زایش در سنین مختلف ثابت نیست. در جمعیت مورد بررسی از گوسفندان مهربان، وراثت‌پذیری این صفت در سنین ۶۰ تا ۷۲ ماهگی (۵ و ۶ سالگی) بالاتر از سنین دیگر برآورد شد. به‌نظر می‌رسد که استفاده از رکوردهای تعداد بزه در هر زایش در سنین یاد شده دقت انتخاب بالاتری را در مقایسه با رکوردهای مربوط به سنین دیگر ایجاد نماید.

سپاسگزاری

بدین وسیله از مسئولین و کارشناسان محترم معاونت امور دام جهاد کشاورزی استان همدان به دلیل فراهم نمودن داده‌های لازم برای انجام این پژوهش سپاسگزاری می‌شود.

بالاترین وراثت‌پذیری، می‌تواند دقت انتخاب و در نتیجه رشد ژنتیکی را بهبود بخشد. در پژوهش حاضر تعداد بزه متولد شده در هر زایش در سنین ۶۰ تا ۷۲ ماهگی (۵ تا ۶ سالگی) بالاترین وراثت‌پذیری را داشت. بنابر این به‌نظر می‌رسد که استفاده از رکوردهای مربوط به تعداد بزه متولد شده در هر زایش در سنین ۵ و ۶ سالگی، در مقایسه با رکوردهای دیگر دقت انتخاب بالاتری را ایجاد نماید. البته برای بیشینه نمودن رشد ژنتیکی در واحد زمان لازم است که فاصله نسل نیز مورد توجه قرار گیرد. همچنین، از آن‌جا که تعداد بزه در هر زایش، یک متغیر ناپیوسته است، پیشنهاد می‌شود که در مطالعه‌های آینده، همین بررسی با کمک تعداد بالاتر رکورد در نژادهای دیگر انجام شود. همچنین، بهتر است که نتایج به‌دست آمده از تجزیه این صفت با کمک مدل‌های رگرسیون تصادفی با نتایج به‌دست آمده از تجزیه‌ی آستانه‌ای مورد مقایسه قرار گیرند.

REFERENCES

1. Atkins K.D. (1986). A genetic analysis of components of lifetime productivity in Scottish Blackface sheep. *Animal Production*, 43, 405–419.
2. Demireuren A. S., Beheshti R. D., Salimi H., Saleh B. A. & Djaferi A. (1971). Comparison of the reproductive and productive capacities of sheep of the Kellakui, Kizil, Bakhtiari and Baluchi breeds in Iran. *Animal Husbandry Research Institute*, 1, 53
3. Edriss M. A. & Vatankhah M. (2004). Estimation of genetic parameters of reproductive traits of Bakhtiari breed of sheep by Henderson's III and DF-REML methods. *Agricultural Research*, 1: 1-13. (In Farsi).
4. Ekiz B., Ozcan M. & Yilmaz A. (2005). Estimates of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish Merino (Karacabey Merino) Turk. *Journal of Animal Science*, 29, 557-564.
5. Fischer T. M., Van der Werf J. H. J., Banks R. G. & Ball A. J. (2004). Description of lamb growth using random regression on field data. *Livestock Production Science*, 89, 175-185.
6. Fogarty N. M., Brash L. D. & Gilmour A. R. (1994). Genetic parameters for reproduction and lamb production and their components and live weight, fat depth and wool production in Hyfer sheep. *Australian Journal Agricultural Research*, 45, 443-457.
7. Fogarty N. M., Dickerson G. E. & Young L. D. (1984). Lamb production and its components in pure breeds and composite lines. 1 – Seasonal and other environmental effects. *Journal of Animal Science*, 58, 285-300.
8. Hall D. G., Gilmour A. R. & Fogarty N. M. (1994). Variation in reproduction and production of Poll-Dorset ewes. *Australian Journal Agricultural Research*, 45, 415-426.
9. Hanford K. J., Van Vleck L. D. & Snowden G. D. (2002). Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Columbia sheep. *Journal of Animal Science*, 80, 3086-3098.
10. Hanford K. J., Van Vleck L. D. & Snowden G. D. (2003). Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Targhee sheep. *Journal of Animal Science*, 81, 630-640.
11. Meyer K. (2011). A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User Notes. Available at: <http://agbu.une.edu.au/kmeyer/download.phpfile=WombatManual.pdf>.
12. Meyer K. (2002). Estimates of covariance functions for growth of Australian beef cattle from a large set of field data. *7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, 19-23.
13. Mokhtari M. S., Rashidi A. & Esmailzadeh A. K. (2010). Estimation of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 88, 27-31.

14. Pezhman, L. (2009). Estimation of variance components and genetic parameters of reproductive traits in Mehraban sheep. M.Sc. thesis. Faculty of Agriculture. Department of Animal Science. BuAli Sina University. (In Farsi).
15. Pezhman, L., Zamani P. & Salehiyan H. (2010). Estimation of genetic parameters of reproductive traits in Mehraban sheep using bivariate analyses Abstract. *The 4th Congress on Animal Science, Iran*. 3332-3335 (In Farsi).
16. Poortahmasb, A., Vatankhah M. & Merzaei H. R. (2007). Study of performance and estimation of genetic parameters of reproductive traits in Lori- Bakhtiari sheep of Sholi station using linear and threshold models. *PajouheshandSazandegi*, 76, 126 – 131, (In Farsi).
17. Rosati, A., Mousa E., Van Vleck L. D. & Young L. D. (2002). Genetic parameters of reproductive traits in sheep. *Small Ruminant Research*, 43, 65–74.
18. Saneei, D., Negati- Javaremi A. & Kiani-Manesh H.R. (2002). Estimation of (co)variance components for some reproduction traits in Baluchi sheep. *7th WCGALP, August 19-23 Montpellier, France*.
19. SAS Institute. (2004). User's Guide Version 9.1: Statistics. SAS Institute. Cary. NC.
20. SavarSofla S., Abbasi M. A., NejatiGavaremi A., VaezTorshizi R. & Chamani M. (2010). Estimation of parameters and phenotypic and genetic trends for reproduction traits in Moghani sheep. *Journal of Animal Science and Research*, 6, 75-86. (In Farsi).
21. Vatankhah M., Talebi M.A. & Edriss M. A. (2008). Estimation of genetic parameters for reproductive traits in Lori – Bakhtiari sheep. *Small Ruminant Research*, 74, 216–220.