مقایسه مدل خطی و آستانه‌ای در برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی برخی صفات تولیدمثلی گوسفند مغانی

حافظ علی دلجو عیسی لو[1]*

تاریخ دریافت:۱۳۹۱/۰۸/۰۳
تاریخ تصویب:۱۳۹۱/۰۹/۱۸

چکیده

در این تحقیق برای برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات تولیدمثلی گوسفندان مغانی با استفاده از مدل خطی و آستانه‌ای از اطلاعات صفات تولید مثلی که در مدت ۲۶ سال (۱۳۶۵-۱۳۹۰) توسط مرکز اصلاح نژاد جعفرآباد مغان استان اردبیل جمع آوری شده بود، استفاده گردید. در مدل خطی پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات با استفاده از نرم‌افزار WOMBAT و روش حداکثر درست نمایی محدود شده (REML) تحت مدل‌های حیوانی یک صفتی برآورد شد. برای برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات آستانه‌ای با مدل آستانه‌ای از روش بیزی از طریق نمونه گیری گیبس از نرم افزار Thrgibbsf90 استفاده شد. تعداد نمونه گیری گیبس ۲۰۰۰۰۰ و تعداد ۲۰۰۰۰ نمونه اول به عنوان دوره گرم شدن (Burn in) در نظر گرفته شدند. میزان وراثت پذیری حاصل از مدل خطی برای صفات نرخ آبستنی، میزان چندقلوزایی در زمان تولد و میزان چند قلوزایی در زمان شیرگیری به ترتیب ۰/۰۲±۰/۰۵، ۰/۰۳± ۰/۱۱، ۰/۰۲± ۰/۰۹ برآورد گردید. میزان وراثت‌پذیری برآورده شده حاصل از مدل آستانه‌ای برای همان صفات به ترتیب ۰/۰۱± ۰/۱، ۰/۰۱± ۰/۱۶، ۰/۰۱±۰/۱۲ برآورد شد. همچنین میزان تکرار پذیری با استفاده از مدل آستانه‌ای (۰/۲۶ الی ۰/۳۲) حدودا دو برابر مدل خطی(۰/۱ الی ۰/۱۷) شد. نتایج این تحقیق نشان داد اگرچه وراثت‌پذیری صفات تولیدمثلی پایین است اما واریانس ژنتیکی قابل توجهی دارند و برآوردهای مدل آستانه‌ای برای صفت آستانه‌ای نسبت به برآوردهای مدل خطی بالاتر است.

کلمات کلیدی: مدل خطی، مدل آستانه‌ای، پارامتر ژنتیکی و فنوتیپی، گوسفند مغانی

۱- دانشگاه آزاداسلامی، واحد اردبیل، باشگاه پژوهشگران جوان، اردبیل
* مولف مسئول: (deljoh@yahoo.com)

مقدمه

تولید مثل یک توانایی پیچیده‌ی فیزیولوژیک است که حیوانات از مرحله مشخصی از زندگی قابلیت انجام آنرا بدست می‌آورند. چون این صفات اجزای اصلی شایستگی را تشکیل می‌دهند و مطالعات مختلف نشان داده‌اند ارزش اقتصادی بالایی دارند نیاز به روش‌هایی است که بتواند پارامترهای ژنتیکی آنها را دقیق‌تر برآورد کند. صنعت پرورش گوسفندبه منظورتامین نیازهای درحال تغییرمصرف کنندگان، تغییرشرایط محیطی وواقعیتهای اقتصادی، پویاودائماًدرحال تغییراست. تعیین پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثلی واهمیت نسبی اثرعوامل ژنتیکی مختلف نه فقط برای حفظ نژادهای بومی، بلکه برای تعیین اهداف وطراحی برنامه‌های اصلاح نژادی، درک بهترمکانیسم ژنتیکی صفات تولید مثلی، پیش‌بینی ارزش اصلاحی وپیش‌بینی پاسخ موردانتظارازبرنامه‌های انتخاب ضروری است.همچنین چون برآوردها عمدتابااستفاده ازداده‌های جمع آوری شده ازیک گله طی سال‌های متفاوت(در داخل کشور)می‌باشد، دامنه وسیعی ازبرآوردها بین نژادهاوبعضاًدرداخل یک نژادتوسط محققین مختلف گزارش شده است. کاربرداین ضرایب محدودبه جمعیتی می‌باشدکه ضرایب بااستفاده ازآنهابرآوردشده‌اند وازآنجائی که مؤلفه‌های (کو)واریانس ژنتیکی وفنوتیپی و بخصوص نسبت آنهادریک نژادثابت نمی باشد، و در اثر انتخاب، تغییرشرایط رکوردگیری، تغییرات محیطی ومدل‌های مورد استفاده جهت تجزیه، تغییرمی یابند، نمی‌توان فقط ازاین برآوردهادرارزیابی‌های آینده استفاده نمود.اغلب صفات اقتصادی در دام‌های مختلف دارای تغییرات پیوسته‌ای هستند (نظیر تولید شیر، افزایش وزن روزانه) برای این صفات می‌توان بین دو مقدار معین تعداد بسیار زیادی ارقام را اندازه گیری نمود. هدف اصلی تجزیه و تحلیل داده‌ها در اصلاح نژاد دام پیش بینی ارزش اصلاحی دام‌ها و برآورد پارامترهای ژنتیکی می‌باشد. روش بهترین پیش بینی نااریب خطی (BLUP) به طور وسیعی برای پیش بینی ارزش اصلاحی دام‌ها در صفاتی که دارای توزیع نرمال هستند، استفاده می‌شود. این روش برآورد حداکثر درست‌نمایی از بهترین پیش بینی کننده خطی حاصل می‌کند (۲۷). ولی تعدادی از صفات نیز وجود دارند که دارای تغییرات ناپیوسته (discontinues) می‌باشند و لذا آنها را صفات ناپیوسته می‌نامند. برخی از این صفات مانند تعداد تلقیح منجر به آبستنی، تعداد بره متولد شده، تعداد بره از شیر گرفته شده و موفقیت یا شکست در آبستنی از طبیعتی گسسته برخوردار هستند.در تعدادی از صفات ناپیوسته فقط دو گروه متمایز فنوتیپی (نظیر سلامت و بیماری حیوانات) و در تعدادی دیگر چند گروه فنوتیپی (Categorical) مشاهده می‌شود.مثلا جنس یک متغیر Categorical است که دو دسته(نر و ماده)دارد.در برآورد مؤلفه‌های واریانس صفات ناپیوسته از روشهایی استفاده می‌شود که براساس مدل آستانه‌ای (threshold model) طراحی می‌شود.

اغلب ارزیابی‌های صفات آستانه‌ای با کمک مدل‌های خطی یک صفتی قابلیت اعتماد کمی دارند (۸و۲٤). تاکنون در کشور ما آنالیزاینگونه صفات بیشتر با نرم افزارهایی مانند DFREML (میر و همکاران، ۲۰۰۰) (۲۵) و WOMBAT (میر و همکاران، ۲۰۰۵) و ASREML (۹) صورت گرفته است.این نرم‌افزارها با این فرض که

صفات مورد آنالیز از توزیع نرمال برخوردارند، آنالیز داده‌ها را انجام می‌دهند، در صورتی که صفات آستانه‌ای از توزیع نرمال برخوردار نیستند. ممکن است صفات آستانه–ای در اثر انتخاب برای یک صفت پیوسته مرتبط با آن تحت تاثیر قرار گیرند، بنابراین انتظار می‌رود صحت انتخاب هنگام ارزیابی همزمان دو صفت پیوسته و آستانه‌ای، حداقل برای صفات آستانه‌ای افزایش یابد و بسیاری از مطالعات مربوط به برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی در کشور برای صفاتی مانند زنده مانی، تعداد تلقیح منجر به آبستنی و دوقلو زایی با استفاده از مدل‌های خطی چندصفتی انجام شده است (عبدالهی و همکاران، ۱۳۸۸)

رشیدی و همکاران(۲۰۱۰) صفات تولید مثلی گوسفندان مغانی را با مدل خطی آنالیز کردند.ایشان میزان وراثت پذیری برخی صفات مانند تعداد بره متولد شده، تعداد بره ازشیر گرفته شده را به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۲ برآورد نمودند.مختاری و همکاران(۲۰۰۹) با استفاده از مدل خطی میزان وراثت پذیری صفات تعداد بره متولد شده، تعداد بره ازشیر گرفته شده، وزن تولد، وزن از شیر گیری، مجموع کل وزن تولد، مجموع کل وزن از شیرگیری رادر گوسفندان کرمانی به ترتیب ۰/۰۱، ۰/۰۳، ۰,۱۳، ۰/۲۲، ۰/۰٦ و۰/۱۸برآورد نمودند.همچنین میزان تکرارپذیری این صفات دراین تحقیق به ترتیب برابر با ۰/۰۸، ۰/۱، ۰/۱۷، ۰/۲۹، ۰/۰۹، ۰/۲۳ بود.

یک روش برای مقایسه دو مدل خطی و غیر خطی استفاده از ارقام حاصل از شبیه سازی (Simulation data) است. در واقع در این روش برای یک صفت کیفی که دارای توزیع نامرئی نرمال می‌باشد(کیفی) حساسیت با وراثت پذیری مشخص، یک آستانه معینی (رخداد یا عدم رخداد) برای صفت در نظر می‌گیرند. ولی اگر حالت واقعی در نظر گرفته شود، باید اثر عوامل ثابت در مدل منظور شود و همچنین تعداد نتاج در والد نر متفاوت می‌باشد و همبستگی رتبه بندی والد نر از نظر ارزش ارثی واقعی و پیش بینی شده در حالت استفاده از مدل غیر خطی نسبت به خطی بالاتر است.در مواردی که وراثت–پذیری صفت گسسته حساسیت، فراوانی تظاهر فنوتیپی صفت ناپیوسته(تعداد سطوح صفت) کم باشد، برتری استفاده از مدل غیر خطی بیشتر از مدل خطی می‌باشد. بدین لحاظ برای پیش بینی ارزش‌ارثی صفات دوقلوزایی در گوسفندان باید از مدل غیرخطی استفاده گردد.هانسن و همکاران (۲۰۰٤) با استفاده ار روش بیز و نمونه گیری گیبس صفات تولید مثلی را برآورد نمودند و مقدار وراثت پذیری را برای طول آبستنی۰/٤۲ گزارش کردند و همچنین این میزان توسط مدل خطی ۰/۵۳ توسط اوسینوو و همکاران(۲۰۰۸) گزارش شده است.

چویان و همکاران(۲۰۰۹) صفات تولید مثلی گوسفندان را با مدل خطی آنالیز کردند، ایشان میزان وراثت پذیری تعداد تولد، تعداد از شیرگیری و نرخ آبستنی را به ترتیب۰/۰۱ ±۰/۰۹، ۰/۰۵±۰/۱۲، ۰/۰٤±۰/۱ و ۰/۰۱±۰/۱٤ برآورد نمودند. در بسیاری از تحقیقات مقایسه برآورد چند صفتی آستانه بامدل خطی کامل با مدل خطی–آستانه‌ای تفاوت داشته است (وارونا و همکاران، ۱۹۹۹). بر طبق تحقیقات مدل آستانه‌ای بهتر از مدل خطی در آنالیز داده‌های چند صفتی است بنابراین از مدل آستانه‌ای برای روشن شدن مدل‌های چندگانه استفاده شده در صفات، مثل وزن تولد و آسان زایی گوساله استفاده می‌شود (رامیوز، ۲۰۰۱). همچنین در برآورد ارزش اصلاحی

صفات چندگانه از مدل مختلط استفاده شده است (۲۰). در مدل خطی با احتمال وقوع ۱% بیشترین تفاوت در برآورد پارامترهای ژنتیکی حاصل از مدل دیده می‌شود ولی در مدل‌های آستانه‌ای میزان این تفاوت کمتر است (کارینا متلینین و همکاران، ۲۰۰۸). عبدالهی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های شبیه سازی شده تفاوت معنی داری بین برآوردهای حاصل از مدل آستانه‌ای و خطی پیدا نکردند.

رامیزو لورد و همکاران(۲۰۰۲) برای صفات آستانه ای(بیماری) گاو هلشتاین با استفاده از مدل خطی و آستانه‌ای تفاوت معنی داری را گزارش کردند و همچنین دلجو و همکاران(۱۳۸۹) برای صفات آستانه‌ای با تعداد سطوح کم (موفقیت یا شکست در آبستنی) تفاوت معنی‌داری رابین برآرود آستانه‌ای و خطی گزارش نمودند و داشتن دقت بالای برآورد آستانه–ای را نسبت به مدل خطی برای صفات آستانه‌ای بیان کردند(۲). پورطهماسب و همکاران (۱۳۸۵) مقایسه بین مدل خطی و آستانه‌ای برای صفات تولید مثل گوسفندان لری ایستگاه شولی انجام دادند. با توجه به اینکه چنین تحقیقی برای گوسفندان مغانی ایستگاه جعفرآباد صورت نگرفته است، لذا هدف از این تحقیق برآورد وراثت پذیری صفات تولید مثلی در گوسفندان مغانی با استفاده از مدل خطی– خطی و مقایسه (دقت برآورد) آن با برآوردهای حاصل از مدل آستانه‌ای– خطی (برای صفات آستانه‌ای میزان آبستنی و تعداد بره متولد شده به ازای هر زایش و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر زایش) است.

مواد و روش‌ها

برای برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات تولیدمثلی گوسفندان مغانی از اطلاعات صفات تولید مثلی(۷۵٤۸رکورد) که در مدت ۲٦ سال (۱۳٦۵–۱۳۹۰) توسط مرکز اصلاح نژاد جعفرآباد مغان استان اردبیل جمع آوری شده بود، استفاده گردید.. اطلاعات با استفاده از نرم افزارهای SQL و Excel ویرایش شده وبرای بررسی و عیب یابی ساختار شجره از نرم–افزار CFC[1] (سرگلزاییوهمکاران، ۲۰۰٦) استفاده می‌شود. تمامی اثرات ثابت موجود واثرات تصادفی حیوان دارای رکورد و کواریت‌های تاثیر گذار بر روی صفات مورد مطالعه شناسایی شده و با استفاده از رویه GLM برای مدل‌های ثابت و رویه MIXED برای مدل‌های مختلط نرم افزار SAS (۲۳)، اثرات معنی داری موجود در مدل شناخته شده و مدل نهایی حاصل شد. مدل برای صفات پیوسته بصورت زیر است.

$$y_{ijklmno} = \mu + Sex_i + TB_j + Age_k + YZ_l + Bt_m + A_n + PE_o + e_{ijklmno}$$

$y_{ijklmno}$: بردار مشاهدات

μ: میانگین جامعه

A_n: اثر تصادفی حیوان

PE_o: اثر تصادفی محیطی دائمی حیوان

1- (Contribution), Inbreeding (F), Coancestry

Sex_i: اثر ثابت جنس بره

TB_j: اثر ثابت نحوه تولد

Age_k: اثر ثابت سن مادر

YZ_l: اثرثابت سال تولد

Bt_m: اثر ثابت تعداد بره

$e_{ijklmno}$: اثر تصادفی عوامل باقیمانده مربوط به صفت

مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثلی مدل خطی باروش حداکثر درست نمایی محدود شده و با نرم افزار WOMBAT (۱۷) مبتنی بر مدل تکرار پذیری برآورد شد.از طریق آنالیزهای تک صفتی که بر هر صفت اعمال می‌شود میانگین، انحراف استاندارد، واریانس ژنتیکی افزایشی، واریانس باقیمانده و وراثت پذیری هر صفت محاسبه گردید.

برآورد پارامترها با مدل آستانه‌ای با نمونه گیری گیبس(مونت کارلو ماکوف چین) از توزیع پسین حاشیه‌ای حاصل از روش بیزی و با استفاده از نرم افزار Thrgibbs1f90 (۱۹)(با مدل حیوانی) انجام شد. تعداد نمونه گیری و دوره Burn in به وسیله یک انالیز مقدماتی از داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار Thrgibbs1f90 (۱۹) و نرم افزار SAS انجام شد. تعداد نمونه گیری گیبس ۲۰۰۰۰۰ و تعداد ۲۰۰۰۰ نمونه اول به عنوان دوره Burn in در نظر گرفته شد. برای براورد پارامتر از ۱۸۰۰۰۰ نمونه باقی مانده استفاده شد. تجزیه آماری این مدل با استفاده از نرم افزار postgibbsf90 انجام شد.

مقایسه مدلها بااستفاده ازآزمون t انجام شد. به طوری که مقدار SE مقادیر وراثت پذیری وتکرار پذیری حاصل از مدل‌های خطی و آستانه‌ای به عنوان دقت برآورد درمخرج فرمول t لحاظ گردید.

$$t=\frac{\widehat{\theta_1}-\widehat{\theta_2}}{\sqrt{SE_1{}^2-SE_2{}^2}}$$

در فرمول بالا θ_1 و θ_2 مقدارپارامتربرآورد شده حاصل از مدل خطی و آستانه‌ای و SE_1 وSE_2 مقدار خطای استاندارد پارامتر برآرود شده درمدل خطی و آستانه‌ای می‌باشد. سپس مقدار t برآورد شده با t جدول در سطح اطمینان ۰/۰۵ مقایسه شد. امکان مقایسه مولفه‌های واریانس وکواریانس درمدل‌های مختلف وجود ندارد. چرا که مقیاس مدلها در مدلهای آستانه‌ای و خطی متفاوت است.

نتایج و بحث

تعداد رکورد، میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه صفات مورد بررسی در جدول ۱ آورده شده است.

میانگین میزان آبستنی در این بررسی مشابه مقادیر گزارش شده برای این نژاد(۳) برابر ۰/۹۰ می‌باشد. ولی در مقایسه با گزارش دمیرون و همکاران(۹)، که میزان آبستنی در چهار نژاد کلکوهی، قزل، بختیاری و بلوچی را به ترتیب ۰/۹۰، ۰/۹٤، ۰/۸۹ و ۰/۹۲ گزارش کرده‌اند، برآورد حاصل در این پژوهش کمتر می‌باشد. اختلاف موجود را می‌توان به اینکه صفت میزان باوری از جمله صفاتی است که به شدت تحت تاثیر مدیریت و عوامل محیطی می‌باشد و همچنین متفاوت بودن تعداد رکوردها و گله‌های مورد بررسی نسبت داد. در تحقیقات دیگر میانگین میزان آبستنی در نژادهای قزل، مهربان، بلوچی، کلکوهی، مغانی و سنگسری به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۹۵، ۰/۹۲، ۰/۹۰، ۰/۹۳ و ۰/۹۰ (۱، ۲) و برای نژاد رامبویه، دورست، هیفر، سافوک، تارگی و آمیخته‌های آن‌ها از ۰/۵۹ تا ۰/۹۲ گزارش شده است (٤، ۷، ۱۱، ۱۹). میانگین تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در بررسی حاضر نیز در حد مقادیر گزارش شده از تحقیقات انجام شده برای نژادهای مختلف است (۲). میانگین تعداد بره متولد شده به ازای هر میش برای نژادهای کلکوهی، قزل، بختیاری، بلوچی، مهربانی، مغانی و سنگسری به ترتیب ۱/۰۱ تا ۱/۳۳، ۱/۱ تا ۱/۲٤، ۱/۱۱ تا ۱/۱۲، ۱/۰٤ تا ۱/۲٤، ۱/۰۲ و ۱/۱۸ گزارش شده است (۱، ۲، ۹). میانگین این صفت برای نژادهای ایرانی و خارجی از ۱/۰۳ تا ۱/۸۷ گزارش شده است (٤، ۵، ۱۱ و ۱۹). میانگین برآورد شده برای صفت تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر زایش در محدوده گزارشات داخلی و در حد پایین برآوردهای گزارش شده برای نژادهای خارجی است.

جدول۱- میانگین و انحراف معیار و ضریب تنوع محاسبه شده صفات باروری گوسفند مغانی

صفات	CR	NLBE/EE	NLW/EE
تعداد حیوان	٥٦١٨	٥٦٢١	٥٦٢١
تعداد پدر	١٦٩	١٦٩	١٦٩
تعداد مادر	١٧٤٤	١٧٤٤	١٧٤٤
کمبنه	۰	۰	۰
بیشیته	۱	۲	۲
میانگین	۰/۹۰	۱/۲۷	۰/۹٦
انحراف معیار	۰/۳۰	۰/٤٥	۰/۵۸
ضریب تغییرات٪	۳۳/۳	۳۵/٤	٦۰/٤

NLW/EE = number of lambs weaning / weaned per ewe exposed, NLB/EE

جدول ۲- مقایسه برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی حاصل از مدل خطی (LM)و مدل آستانه‌ای (TM)

پارامتر	LM(S.E)		TM(S.E)			t
σ^2_{a1}	(۰/۰۰۰۳۲)	۰/۰۰۳	(۰/۰۰۰۲٤)	۰/۰۱۸		–
σ^2_{a2}	(۰/۰۰۱۳)	۰/۰۰۷۵	(۰/۰۰٦۹)	۰/۰۱٦۹		–
σ^2_{a3}	(۰/۰۰۱٤)	۰/۰۱٤۸	(۰/۰۰۰۲۱)	۰/۰۲۹۱		–
σ^2_{e1}	(۰/۰۰۲٤)	۰/۰۷۹	(۰/۰۰۳۵)	۰/۱۰۸		–
σ^2_{e2}	(۰/۰۰۰۲۱)	۰/۰٤	(۰/۰۰۰۳۳)	۰/۰۷۸		–
σ^2_{e3}	(۰/۰۰۱٤)	۰/۱٦	(۰/۰۰۳۵)	۰/۱٦٤		–
h^2_{a1}	(۰/۰۰۰۱۵)	۰/۰۵	(۰/۰۰۰۰۹)	۰/۱	*	٦/٤۵
h^2_{a2}	(۰/۰۰۱)	۰/۱۱	(۰/۰۰۰۵)	۰/۱٦	ns	۲/۲٤
h^2_{a3}	(۰/۰۰۱)	۰/۰۹	(۰/۰۰۰۱)	۰/۱۲	ns	۱/۰۱
C^2_{a1}	(۰/۰۰۱)	۰/۰۸	(۰/۰۰۱٤)	۰/۱٦٦	ns	٤/۳۱
C^2_{a2}	(۰/۰۰۰۳۲)	۰/۲۵	(۰/۰۰۰۲۱)	۰/۲۷	ns	۱/۹۰۸
C^2_{a3}	(۰/۰۰۱)	۰/۰۲	(۰/۰۰۰۳٤)	۰/۲	*	۷/۰۰٤
R^2_{a1}	(۰/۰۰۱۱)	۰/۱	(۰/۰۰۰۹)	۰/۲۸	*	۱۲/۸۵
R^2_{a2}	(۰/۰۰۲۱)	۰/۱۷	(۰/۰۰۱٤)	۰/۲٦	ns	۳/٤٦
R^2_{a3}	(۰/۰۰۱)	۰/۱۱	(۰/۰۰۰۱٤)	۰/۳۲	*	۷/۹۸

a۱= نرخ آبستنی،a۲= تعداد بره متولد شده برای هر میش در معرض زایش، a۳= تعداد بره شیرگیری شده برای هر میش در معرض زایش، C2= نسبت واریانس محیط دائمی حیوان به واریانس فنوتیپی،R^2 = تکرار پذیری، * در سطح ۵٪، ** در سطح ۱٪ و ns یعنی معنی دار نبود.

برآورد مولفه‌های واریانس، وراثت پذیری و تکرارپذیری صفات تولید مثلی تحت روش بیزی با استفاده از نمونه گیری گیبس از توزیع پسین تحت مدل دام و مقایسه آن با مدل خطی در جدول ۲ ارائه شده است. مولفه‌های واریانس حاصل از تجزیه آستانه‌ای با مقادیر مشابه حاصل از تجزیه خطی کاملا متفاوت می‌باشد. واریانس ژنتیک افزایشی و محیطی دائمی حاصل از تجزیه صفات بیشتر از مقادیر مشابه در تجزیه خطی بوده ولی واریانس باقی

مانده برای همه صفات کمتر از مقادیر مشابه می‌باشد. همانند نتایج تحقیق حاضر تفاوت بین مولفه‌های واریانس حاصل از مدل خطی و آستانه‌ای توسط سایر پژوهشگران هم گزارش شده است(۸، ١٤). برخی از محققین عنوان نمودند که صفات چند دسته‌ای دارای توزیع چند جمله‌ای بوده و واریانس آن‌ها وابسته به میانگین می‌باشد، زیرا در این نوع توزیع، مقدار واریانس به فراوانی مشاهدات در هر یک از دسته‌ها بستگی دارد و با تغییر میانگین، این فراوانی نیز تغییر می‌یابد (٦، ١٧). برآورد ضرایب وراثت پذیری و تکرارپذیری صفت نرخ آبستنی حاصل از تجریه آستانه‌ای- خطی به ترتیب با مقادیر ۰/۱ و ۰/۲۸ بیشتر از مقادیر حاصل از تجریه خطی- خطی می‌باشد. ضرایب وراثت پذیری حاصل از تجریه آستانه‌ای- خطی برای نژاد رامبویه و فاین شیپ به ترتیب با مقادیر ۰/۱ و ۰/۱۷ و مشابه با پژوهش حاضر بیشتر از مقادیر حاصل از تجریه خطی-خطی گزارش شده است(١٤)

برآورد ضریب وراثت پذیری صفات تعداد بره متولد شده با ازای هر میش آبستن نیز ۰/١٦ بود که بالاتر از برآرود حاصل از تجزیه خطی هست. ضریب وراثت پذیری صفات تعداد بره متولد شده برای هر میش رامبویه و فاین شیپ ۰/۲۵ برآورد شده است که از نظر مقادیر بالاتر از برآورد این تحقیق بوده ولی مشابه تحقیق حاضر برآوردهای حاصل از تجزیه آستانه‌ای بالاتر از مقادیر برآورد شده با استفاده از تجزیه خطی بودند (١٤). در یک تحقیق ضریب وراثت پذیری صفات تعداد بره متولد شده در هر زایش میش در گوسفندان دو نژاد نروژی با استفاده از مدل آستانه‌ای پدری ۰/۳۹ و ۰/۲٦ برآورد گردید(١٦). ضریب وراثت پذیری تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و به ازای هر میش آبستن نیز به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۲۳ برآورد گردید که این برآورد بالاتر از مقادیر حاصل شده از تجزیه خطی می‌باشد. تفاوت بین برآورد حاصل از مدل آستانه‌ای و خطی نشان دهنده این است که برآورد حاصل از مدل آستانه‌ای بر اساس مقیاس پشت صحنه است ولی برای مدل خطی براساس مقدار مشاهده شده است.ضریب تکرارپذیری صفات تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده نیز از ۰/۲٦ تا ۰/۳۲ برآورد شد. این ضرایب خیلی بیشتر از مقادیر مشابه حاصل از مدل خطی می‌باشد. که علت آن بالاتر بودن مولفه واریاتس محیطی دائمی برآورد شده با استفاده از مدل آستانه‌ای می‌باشد.

در پژوهش دیگر وراثت پذیری موفقیت یا شکست در آبستنی تا ۹۰ روزگی با مدل آستانه‌ای برابر (۰/۰۱۸)۰/۰۵۷ و با مدل خطی (۰/۰۰۱)۰/۰۳۳ برآورد گردید. و همچنین میزان تکرارپذیری موفقیت یا شکست در آبستنی تا ۹۰ روزگی با مدل آستانه‌ای برابر ۰/۲۲ و با مدل خطی ۰/١٤ برآورد گردید (۲). در صفات آستانه‌ای که دارای دو دسته هستند استفاده ازمدل‌های آستانه‌ای- خطی برای ارزیابی ژنتیکی می‌تواند نسبت به مدل خطی- خطی ارجحیت داشته باشد (۸). برای یک صفت حالت تک صفتی، میجرینگ وجیانولا (۱۹۸۵) دریافتند که تجزیه و تحلیل آستانه‌ای برای صفات دارای دودسته، دارای فراوانی وقوع کم در یک دسته و وراثت‌پذیری پایین، نسبت به صفاتی که دارای چندین دسته هستند مطلوب‌تراست. مدل آستانه‌ای-خطی برای صفات مطلق (دو دسته) به منظور توجیه پارامترها نسبت به سایر مدل‌ها ترجیح داده می‌شود(۵).

نتایج تحقیق حاضر نشان داد که اگر چه وراثت پذیری صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه با استفاده از مدل خطی و آستانه–ای در حد کم می‌باشد و پاسخ به انتخاب برای این صفات آهسته خواهد بود، ولی تجزیه این صفات با استفاده از مدل آستانه‌ای در مقایسه با مدل خطی، منجر به افزایش صحت ارزیابی(کاهش خطای استاندارد) و در نتیجه افزایش سرعت پاسخ به انتخاب خواهد شد. زیرا برآورد حاصل از این روش بیشتر از دو برابر برآورد حاصل از مدل خطی و همچنین خطای استاندارد کمتری نسبت به مدل خطی بود. همچنین ضرایب تکرارپذیری حاصل از تجزیه آستانه‌ای بالاتر از مقادیر مشابه تجزیه خطی بود. استفاده از مدل آستانه‌ای برای تجزیه صفات آستانه‌ای در ارزیابی ژنتیکی در مقایسه با مدل‌های خطی، منجر به افزایش نسبی دقت ارزیابی‌ها خواهد شد.میزان t مقایسات نیز نشا نگر تفاوت بین میزان وراثت‌پذیری صفت نرخ آبستنی و تکرارپذیری صفت تعداد بره شیرگیری شده هر میش و نرخ آبستنی شد. البته با توجه به دامنه وراثت‌پذیری مختلف در صفات متفاوت و همچنین تغییرات همبستگی بین صفات پیشنهاد می‌شود مطالعات بیشتری برای مقایسه مدل‌های خطی– خطی، خطی–آستانه‌ای و آستانه‌ای–آستانه‌ای با استفاده از پارامترهای مختلف انجام گیرد.

سپاسگزاری

بدین وسیله از استاد محترم مهندس رستم عبدالهی به خاطر راهنمایی ارزنده‌شان در یادگیری نرم‌افزارهای Thrgibbs1f90, postgibbsf90 و مدل‌های آستانه‌ای صمیمانه قدردانی می‌گردد.

منابع

۱. اسکندری نسب، م. ۱۳۷۷. برآورد مؤلفه‌های واریانس –کوواریانس وروندژنتیکی صفات تولیدی دریک گله گوسفندبلوچی. رساله دوره دکتری علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، ۲۵۱ص.

۲. دلجو عیسی لو، ح.۱۳۸۹.برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولید مثلی گاو هلشتان با استفاده از مدل آستانه‌ای. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان.

۳. عبدالهی آرپناهی، ر.عباسی، م، ع.۱۳۸۸. مقایسه مدل خطی- خطی بامدل خطی-آستانه ای دربرآورد پارامترهای ژنتیکی ومحیطی بااستفاده ازداده‌های شبیه سازی شده. ژنتیک نوین.شماره٤-ص٤٥-٥٢.

4. Brien, F.D., K.V. Konstantinov and J.C. Greeff. 2002. Comparison of linear and threshold models for predicting direct and maternal genetic effects on number of lambs weaned in western Australian Merino sheep. 7th WCGALP, August 19-23، Montpellier, France. 4.

5. Carlen, E., U. Emanuelson and E. Strandberg. 2006. Genetic evaluation of mastitis in dairy cattle using linear models, threshold models and survival analysis: A simulation study. Journal of Dairy Science. 89:4049–4057.

6. Gianola, D. and J.L. Foulley. 1983. Sire evaluation for ordered categorical data with a threshold model. Genetic Selection Evolution. 15:201–224.

7. Gilmour, A.R., R.D. Anderson and A.C. Rae. 1985. The analysis of binomial data by a generalized linear mixed model. Biometrika.72:593-606.

8. Hagger, C. and A. Hofer. 1990. Genetic analyses of calving traits in the Swiss Black and White، Braunvieh and Simmental Breeds by REML and MAPP procedures. Livestock Production Science. 24:93–107.

9. Harville, D.A. and R.W. Mee. 1984. A mixed-model procedure for analyzed ordered categorical data. Biometrics. 40:393–408.

10. Hanford, K.J., L.D. Van Vleck, G.D. Snowder. 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of Targhee sheep. Small Ruminant Research. 81: 630–640.

11. Heringstad,R., D. Rekaya,D. Gianola, G. Klemetsdal and K.A. Weigel. 2003. Genetic change for clinical mastitis in Norwegian cattle: A threshold model analysis. Journal of Dairy Science. 86:369–375.

12. Hoeschele, I. and B. Tier. 1995. Estimation of variance components of threshold characters by marginal posterior modes and means via Gibbs Sampling. Genetic Selection Evolution. 27:519

13. Luo, M.F., P.J. Boettcher, L.R. Schaeffer and J.C.M. Dekkers. 2001. Bayesian inference for categorical traits with an application to variance component estimation. Journal of Dairy Science. 84:694–704.

14. Lee, J.W., D.F. Waldron, L.D. Van Vleck. 2000. Parameter estimates for number of lambs born at different ages and for 18-month body weight of Rambouillet sheep. Journal of Animal Science. 78: 2086–2090.

15. . Meyer, K. 2000. DFREMEL version 3.1: User notes. New England Univ, rmidal, Australia.

16. Misztal, I., S. Tsuruta, T. Strabel, B. Auvray, T. Druet and D.H. Lee.2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). Proceeding of 7th World Congress in Genetic Applied Livestock Production. Montpellier, France Communication.

17. Olesen, I., M. Perez-Enciso, D. Gianola and D.L. Thomas. 1994. A comparison of normal and non-normal mixed models for number of lambs born in Norwegian sheep. Journal of Animal Science. 72: 1166-1173.

18. SAS Institute Inc. 2004. SAS Propriety Software Release 9.1 of the SAS® System for Microsoft® Windows®. SAS Institute Inc., Cary. USA.

19. Silvestre, A. M., M.M.D. Ginja, A.J.A. Ferreira and J. Colaco. 2007. Comparison of estimates of hip dysplasia genetic parameters in Estrela Mountain Dog using linear and threshold models. Journal of Animal Science.85:1880–1884.

20. Van Tassell, C.P., L.D. Van Vleck and K.E. Gregory.1998. Bayesian analysis of twinning and ovulation rates using a multiple-trait threshold model and Gibbs sampling. Journal of Animal Science.76: 2048-2061.

21. Vatankhah, M., M.A. Talebi, M.A. Edriss. 2008. Estimation of genetic parameters for reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep. Small Ruminant Research. 74: 216–220.

Comparison of Estimates of Genetic and Phenotypic Parameters of Some Reproductive Traits in Moghani Sheep Using Linear and Threshold Models

H. A. Deljoo Isaloo[1]*

Received Date: 24/10/2012

Accepted Date: 08/12/2012

Abstract

In order to estimate the genetic and phenotypic parameters of some reproductive traits in Moghani sheep, linear and threshold models were used. Records of reproductive traits collected from 1985-2011 (26 years) in Jafarabad Breeding Center of Moghani Sheep, Ardebil Province, Iran. Genetic and phenotypic parameters of linear model were estimated with an animal model using restricted maximum likelihood method (REML) by WOMBAT software. Genetic and phenotypic parameters of threshold model were estimated with Bayesian method via Gibbs sampling method of Thrgibbsf 90 software. The number of Gibbs sample was 200000 and first 20000 samples were considered as burn in period. Heritability estimates of linear model for parturition rate, litter size at birth and litter size at weaning were 0.05±0.02, 0.11±0.03 and 0.09 ±0.02, respectively. The heritability of these traits from the threshold model were 0.1 ± 0.01, 0.16 ± 0.01 and 0.12 ± 0.01, respectively. Repeatability obtained from threshold model (0.26 to 0.32) was two times greater than of repeatability estimated by a linear model (0.1 to 0.17). The results showed that although the heritability of reproductive traits is low but they had a high genetic variation, and also genetic and phenotypic parameters of threshold traits estimated by the threshold model were higher than the estimates of the linear model.

Keywords: linear model, threshold model, genetic and phenotypic parameters, Moghani sheep.

1- Young Researchers Club, Ardabil Branch, Islamic Azad University, Ardebil, Iran

* Corresponding author: (deljoh@yahoo.com)