

## مقایسه مدل‌های تابعیت تصادفی لژاندر و بی‌اسپلین در برآورد اجزای واریانس میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در گوسفند مهربان

پویا زمانی<sup>۱\*</sup>، ملیحه امیرآبادی فراهانی<sup>۲</sup>، حسن علی‌عربی<sup>۳</sup> و مصطفی ملکی<sup>۴</sup>

۱، ۲، ۳ و ۴. دانشیار، دانش‌آموخته کارشناسی ارشد ژنتیک و اصلاح نژاد دام، دانشیار و استادیار گروه علوم دامی،

دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۸ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۹/۲۱)

### چکیده

پژوهش حاضر به منظور مقایسه مدل‌های مختلف رگرسیون تصادفی برای برآورد اجزای واریانس میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در گوسفندان مهربان انجام گرفت. اطلاعات استفاده شده شامل ۵۵۵۹ رکورد میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش برای ۲۲۴۴ رأس میش مهربان بود. مدل‌های رگرسیون تصادفی شامل اثر ثابت گله-سال-فصل زایش، یک رگرسیون ثابت برای برازش میانگین تغییرات در جمعیت و دو رگرسیون تصادفی برای برازش آثار تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی بودند. این مدل‌ها دارای توابع بی‌اسپلین خطی و درجه دو، یا توابع لژاندر درجه دو یا درجه سه، همگی با واریانس‌های باقی‌مانده ناهمگن بودند. اجزای واریانس با الگوریتم میانگین اطلاعات بیشترین درست‌نمایی محدود شده (AI-REML) برآورد شدند. بر اساس معیارهای اطلاعات آکایک و بیزی، مدل BS212 با توابع بی‌اسپلین درجه دو، خطی و درجه دو، به ترتیب برای رگرسیون ثابت و رگرسیون‌های تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی به‌عنوان بهترین مدل برای برازش داده‌ها در نظر گرفته شد. با کمک مدل BS212 بیشترین و کمترین وراثت‌پذیری میانگین وزن بره‌ها در هر زایش به ترتیب، در سن ۱۲ ماهگی ( $0/62 \pm 0/74$ ) و سنین ۳۱ تا ۶۶ ماهگی میش ( $0/08 \pm 0/03$ ) برآورد شدند و ضرایب محیط دائمی در همه سنین نزدیک به صفر بودند. مقادیر برآورد شده در سنین میانی دقیق‌تر از سنین آغازین و پایانی بودند. نتایج این بررسی نشان داد که رکوردهای به‌دست‌آمده از زایش‌های نخست احتمالاً اهمیت بیشتری در برنامه‌های اصلاح نژادی دارند.

**واژه‌های کلیدی:** اجزای واریانس، بی‌اسپلین، لژاندر، میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش.

### مقدمه

بیشتر صفات تولیدمثلی مانند تعداد برة متولد شده در هر زایش، تعداد برة از شیرگیری شده در هر زایش، میانگین وزن بره‌ها در هر زایش و مانند آن‌ها از جمله صفات تکرارپذیر هستند. مدل‌های تابعیت تصادفی از جمله مدل‌هایی هستند که برای تجزیه صفات دارای مشاهدات تکرار شده در طول زمان، مانند تولید شیر، وزن بدن، تولید پشم و تولید و کیفیت اسپرم در جنس نر و تولید مثل در جنس ماده به‌کار می‌روند

طرح‌ریزی برنامه‌های اصلاح نژادی در هر نژاد نیازمند برآورد هرچه دقیق‌تر اجزای واریانس صفات مورد نظر است و برآورد دقیق پارامترهای ژنتیکی اهمیت بسیاری در اصلاح نژاد دام دارد (Mostret et al., 2006). در این میان، صفات تولیدمثلی از مهم‌ترین صفات مؤثر بر سودآوری پرورش گوسفند هستند و بهبود آن‌ها نقش مؤثری در افزایش سوددهی دارد.

در رابطه با کاربرد مدل‌های رگرسیون تصادفی، به ویژه مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلاین برای تجزیه ژنتیکی صفات تولیدمثلی ترکیبی گوسفند یافت نشد. هدف از پژوهش حاضر مقایسه مدل‌های مختلف تابعیت تصادفی، به‌ویژه مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلاین برای برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در گوسفندان مهربان بود.

### مواد و روش‌ها

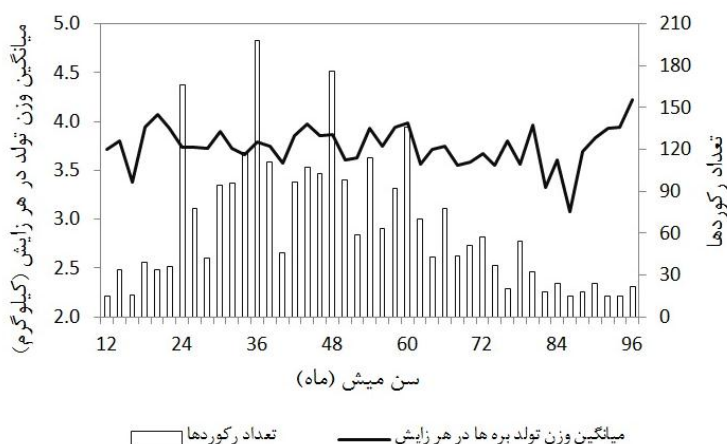
در این پژوهش، از داده‌های مربوط به ۱۱۳۴۴ رکورد وزن تولد و اطلاعات تولیدمثلی میش‌های نژاد مهربان که طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۹ از ۲۸ گله، توسط سازمان جهاد کشاورزی استان همدان جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. در ویرایش داده‌ها، رکوردهای غیرطبیعی (وزن‌های تولد کمتر از ۱/۱ و بیشتر ۶/۹ کیلوگرم) و رکوردهای مربوط به میش‌های دارای یک زایش از داده‌ها حذف شدند و وزن‌های تولد بر اساس جنس نر و همچنین تک‌قلو تصحیح شدند. ضرایب استفاده‌شده برای تصحیح وزن‌های تولد بر اساس نسبت میانگین‌های حداقل مربعات تعیین شدند. مدل استفاده‌شده برای محاسبه کمترین مربعات شامل آثار سال-فصل-گله تولد، جنس، نوع تولد و متغیر همبسته سن مادر (ماه) بود. ضرایب استفاده‌شده برای جنس ماده ۱/۰۸ و برای دو قلو، سه قلو و چهار قلو به ترتیب ۱/۲۲، ۱/۴۱ و ۱/۴۸ بودند. داده‌ها با نرم‌افزارهای Excel 2007، Access 2007 و Minitab 13 ویرایش شد. در داده‌های ویرایش‌شده تعداد رکورد میانگین وزن تولد در هر زایش به ۵۵۵۹ رکورد رسید. اطلاعات مربوط به آماره‌های توصیفی میانگین وزن تولد بره‌ها و توزیع آن در سن‌های مختلف، به ترتیب در جدول ۱ و شکل ۱ نشان داده شده‌اند.

برای شناسایی عوامل ثابت مؤثر بر صفت مورد بررسی از یک مدل خطی شامل اثر گروه هم‌دوره (گله-سال- فصل زایش) و سن میش هنگام زایش استفاده شد. تجزیه مدل خطی با نرم‌افزار SAS ویرایش ۹/۱ (SAS, 2004) انجام گرفت. آثار معنادار مدل خطی تعمیم‌یافته به عنوان آثار ثابت در مدل‌های استفاده‌شده برای برآورد اجزای واریانس در نظر گرفته شدند.

(Schaeffer, 2004). در مدل‌های تابعیت تصادفی فرض‌های ثابت بودن واریانس‌ها یا همبستگی رکوردها در طول زمان وجود ندارند (Meyer, 2005). برای برآورد دقیق پارامترهای ژنتیکی صفات لازم است که مدل‌ها بهینه‌سازی شوند و مناسب‌ترین مدل برای تجزیه و تحلیل داده‌ها انتخاب شود.

پژوهش‌های زیادی در زمینه برآورد اجزای واریانس وزن بدن یا روند رشد گوسفند با کمک مدل‌های رگرسیون تصادفی انجام گرفته است (Lewis & Brotherstone, 2002; Oliveira *et al.*, 2010; Vatankhah, 2013; Zamani *et al.*, 2015). این در حالی است که پژوهش‌ها در مورد برآورد اجزای واریانس صفات تولید مثلی با کمک مدل‌های رگرسیون تصادفی بسیار محدود بوده‌اند، اگرچه می‌توان به مواردی مانند (Veerkamp *et al.*, 2001)، (Lukovic *et al.*, 2004) و (Amirabadi Farahani & Zamani, 2013) اشاره کرد. بسیاری از صفات تولیدمثلی مانند تعداد بره در هر زایش، تعداد تلقیح به ازای هر آبستنی و مانند آن‌ها از جمله صفات آستانه‌ای هستند و تجزیه آن‌ها با روش‌های معمول بدون اشکال نخواهد بود. اما صفات تولیدمثلی ترکیبی مانند میانگین وزن تولد یا وزن از شیرگیری فرزندان متولدشده در هر زایش دارای توزیع پیوسته هستند و می‌توان آن‌ها را با روش‌های معمول تجزیه کرد.

در برخی از پژوهش‌های گذشته صفاتی مانند میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش بررسی شده است (مانند Rosati *et al.*, 2002; Mokhtari *et al.*, 2010; Pezhman & Zamani, 2012) که البته در آن‌ها تجزیه به‌صورت مدل‌های تکرارپذیری صورت پذیرفته است و رکوردها به عنوان تکرارهای یک صفت در نظر گرفته شده و عواملی مانند ارزش اصلاحی، آثار محیطی دائمی و همچنین واریانس‌های ژنتیکی و محیطی در همه زایش‌ها ثابت در نظر گرفته شده است. از آنجا که سن زایش دارای ماهیت پیوسته است، تجزیه به‌صورت مدل چندمتغیره نیز خالی از اشکال نخواهد بود. حال آنکه در مدل‌های رگرسیون تصادفی می‌توان تغییرات اجزای واریانس در سنین مختلف را برازش کرد. در بررسی منابع هیچ گزارشی



شکل ۱. توزیع تعداد رکوردها و میانگین وزن تولد بره‌ها در سنین مختلف میش‌ها

۵۰، ۵۱ تا ۸۰ و ۸۱ تا ۹۶ ماهگی) در نظر گرفته شد. سنین ۱۲، ۳۱/۵، ۵۳، ۷۴/۵ و ۹۶ ماهگی نقاط گره را در توابع بی‌اسپلین تشکیل دادند.

اجزای واریانس صفت مورد بررسی (میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش) با الگوریتم میانگین اطلاعات بیشترین درست‌نمایی محدود شد<sup>۱</sup> (AI-REML) و با نرم‌افزار WOMBAT (Meyer, 2007) برآورد شدند. معیار همگرایی برای پایان تکرارها  $10^{-8}$  در نظر گرفته شد. مدل‌ها با کمک معیارهای اطلاعات آکایک<sup>۲</sup> (AIC) و بیزی<sup>۳</sup> (BIC) مقایسه شدند، به گونه‌ای که مدلی دارای کمترین AIC و BIC به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد (Fischer et al., 2004). معیارهای AIC (Akaike, 1974) و BIC (Schwarz, 1978) به‌شیوه زیر محاسبه شدند:

$$AIC = -2 (\text{Log } L) + 2p$$

$$BIC = -2 (\text{Log } L) + p \cdot \text{Log}(N - r(X))$$

در این روابط، Log L لگاریتم درست‌نمایی، p تعداد پارامتر برآورد شده توسط مدل، N تعداد رکوردها و  $r(X)$  رتبه ماتریس X هستند.

### نتایج و بحث

اطلاعات مربوط به آماره‌های توصیفی میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در جدول ۱ ارائه شده است. میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش  $3/80 \pm 0/75$  بود

مدل‌های رگرسیون تصادفی دارای توابع لژاندر (مدل ۱) یا بی‌اسپلین (مدل ۲) به شرح زیر برای برآورد اجزای واریانس به‌کار برده شدند:

$$y_{ijk} = F_i + \sum_{r=1}^{k_f-1} \alpha_{ri} \phi_r(a_{ijk}) + \sum_{r=1}^{k_a-1} \beta_{rj} \phi_r(a_{ijk}) + \sum_{r=1}^{k_p-1} \gamma_{rk} \phi_r(a_{ijk}) + e_{ijk} \quad (1)$$

$$y_{ijk} = F_i + \sum_{r=1}^{k_f} \alpha_{ri} B_r(a_{ijk}) + \sum_{r=1}^{k_a} \beta_{rj} B_r(a_{ijk}) + \sum_{r=1}^{k_p} \gamma_{rk} B_r(a_{ijk}) + e_{ijk} \quad (2)$$

در این مدل‌ها  $y_{ijk}$ : رکورد مربوط به میش زام با اثر ثابت i و سن میش k (۱۲ تا ۹۶ ماهه)؛  $F_i$ : اثر ثابت i امین گروه هم‌دوره گله-سال-فصل زایش (۲۰۷ گروه)؛  $\alpha_{ri}$ : ضریب رگرسیون ثابت r ام برای i امین گروه هم‌دوره،  $\beta_{rj}$  و  $\gamma_{rk}$ : به ترتیب r امین ضریب رگرسیون تصادفی برای آثار ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی میش j،  $B_r(a_{ijk})$ : r امین ضریب بی‌اسپلین مربوط به سن  $a_{ijk}$ ؛ چند جمله‌ای لژاندر r ام برای سن  $a_{ijk}$ ؛  $k_a, k_f$  و  $k_p$  به ترتیب، رتبه‌های برازش چند جمله‌ای برای رگرسیون ثابت و رگرسیون‌های تصادفی آثار ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی هستند و  $e_{ijk}$  اثر باقی‌مانده مربوط به  $y_{ijk}$  هستند.

توابع بی‌اسپلین به صورت ترکیبی از توابع خطی و درجه دو و توابع لژاندر به صورت توابع درجه دو یا درجه سه برازش شدند. ساختار واریانس باقیمانده به‌صورت ناهمگن در چهار کلاس (۱۲ تا ۲۰، ۲۱ تا

1. Average Information Restricted Maximum Likelihood  
2. Akaike Information Criterion  
3. Bayesian Information Criterion

اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت مورد بررسی توسط بهترین مدل و برخی از مدل‌های دیگر، شامل مدل‌های BS111، BS222 و Leg222 در شکل‌های ۲ تا ۵ نشان داده شده‌اند.

که بسیار به برآورد (Pezhman & Zamani 2012) در گوسفند مهربان ( $3/78 \pm 0/73$ ) نزدیک بود، اما تا حدودی کمتر از مقادیر گزارش‌شده ۴/۳ کیلوگرم در گوسفندان مغانی (Falaki-Moghaddam, 2012) و ۴/۱۱ کیلوگرم در نژادهای دورست، رامبولت، سافولک، تارگی، فین‌شپ و آمیخته آن‌ها (Rosati et al., 2002) بود.

نتایج مربوط به معیارهای برازش مدل‌های مختلف بر میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در جدول ۲ نشان داده شده است. در میان مدل‌های بررسی‌شده، مدل BS121 که در آن توابع بی‌اسپلین خطی، درجه دو و خطی، به ترتیب برای رگرسیون ثابت و رگرسیون‌های تصادفی ژنتیک افزایشی و محیط دائمی برازش شده بودند، به همگرایی نرسید. مدل BS212 که در آن توابع بی‌اسپلین درجه دو، خطی و درجه دو، به ترتیب برای رگرسیون ثابت و رگرسیون‌های تصادفی ژنتیک افزایشی و محیط دائمی برازش شده بودند، از نظر هر دو معیار AIC و BIC به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد. در مقایسه مدل‌ها، بیشتر مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین برازش بهتری در مقایسه با توابع لژاندر نشان دادند. اگرچه در میان مدل‌های دارای توابع لژاندر، مدل Leg222 با توابع لژاندر درجه دو برای تابعیت‌های ثابت و تصادفی برازش بهتری در مقایسه با مدل دیگر داشت (جدول ۲).

جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌های استفاده‌شده

میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش (کیلوگرم)	
تعداد رکورد	۵۵۵۹
میانگین	۳/۸۰
انحراف استاندارد	۰/۷۵
کمترین	۱/۱۱
بیشترین	۶/۹۰
سن میش هنگام زایش (ماه)	
میانگین	۴۷/۷۸
انحراف استاندارد	۱۸/۴۶
کمترین	۱۲
بیشترین	۹۶
تعداد افراد در شجره	
تعداد پدر	۴۹۳۷
تعداد مادر	۱۱۱
تعداد افراد دارای یک والد مشخص	۹۹۴
تعداد افراد دارای دو والد مشخص	۲۳۱۰
تعداد افراد دارای رکورد	۶۴۵
افراد دارای ۲ رکورد	۲۲۴۴
افراد دارای ۳ رکورد	۱۴۹۳
افراد دارای ۴ رکورد	۵۱۰
افراد دارای ۵ تا ۱۰ رکورد	۱۷۶
تعداد مادر دارای رکورد	۶۵
	۳۸۴

جدول ۲. نتایج مربوط به برازش مدل‌های استفاده‌شده

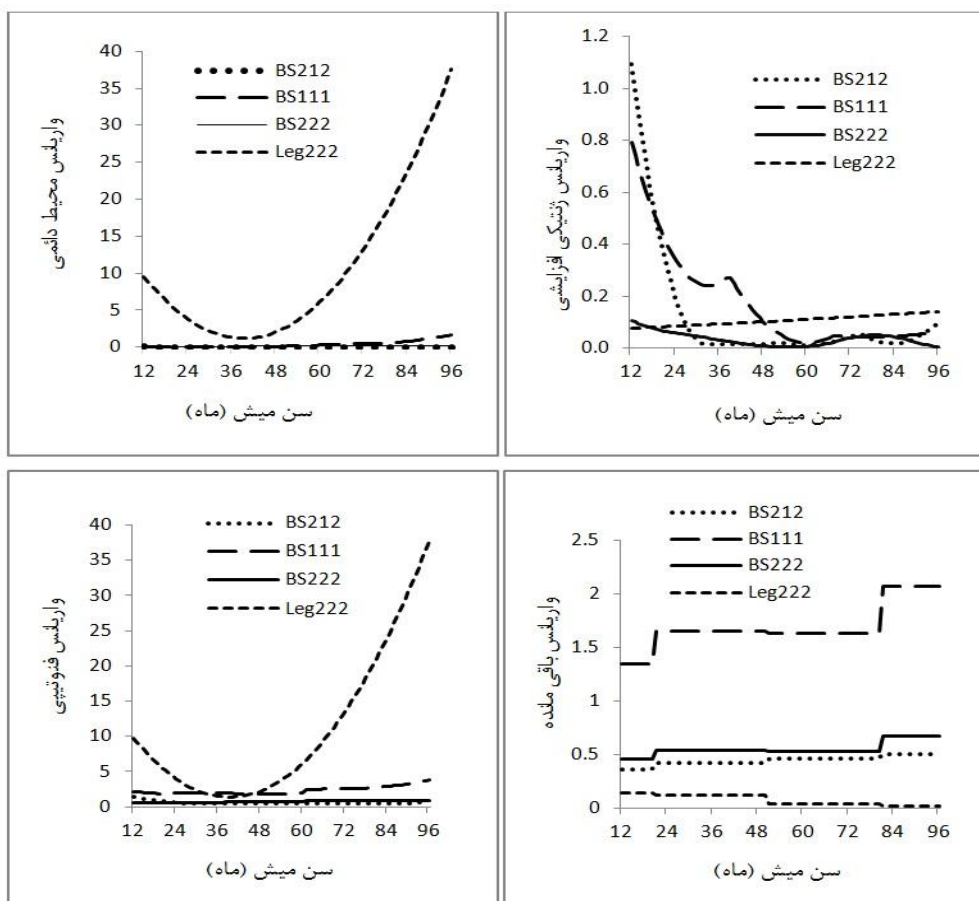
مدل	لگاریتم تابع درست‌نمایی	تعداد پارامتر	معیار آکایک	معیار بی‌بی
Leg222	-۴۸۱۵/۷۵	۱۰	۹۶۵۱/۵۰	۹۷۱۷/۳۵
Leg333	-۶۴۸۵/۷۹	۱۶	۱۳۰۰۳/۵۹	۱۳۱۰۸/۹۴
BS111	-۲۵۸۶/۱۱	۲۴	۵۲۲۰/۲۲	۵۳۷۸/۲۴
BS112	-۱۸۷۶/۷۸	۲۴	۳۸۰۱/۵۶	۳۹۵۹/۵۸
BS121 <sup>NC</sup>	—	—	—	—
BS122	-۴۱۶/۹۵	۲۴	۸۸۱/۹۰	۱۰۳۹/۹۴
BS211	-۱۸۵/۳۹	۳۴	۴۳۸/۷۸	۶۶۲/۶۴
BS212*	-۷۴/۲۹	۳۴	۲۱۶/۵۸	۴۴۰/۴۶
BS221	-۱۸۷/۴۹	۳۴	۴۴۲/۹۸	۶۶۶/۸۶
BS222	-۴۶۰/۷۶	۳۴	۹۸۹/۵۲	۱۲۱۳/۴۰

علائم مدل‌ها از چپ به راست: Leg تابع لژاندر و BS تابع بی‌اسپلین، اعداد درجه برازش (1: خطی، 2: درجه دو، 3: درجه سه) به ترتیب برای تابعیت‌های ثابت و تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی؛ \*: بهترین مدل بر اساس معیارهای آکایک و بی‌بی؛ NC: به همگرایی نرسید.

نشان دادند. این در حالی است که در مدل دارای توابع درجه دو لژاندر، با افزایش سن، افزایش تدریجی در واریانس ژنتیکی افزایشی مشاهده شد؛ به گونه‌ای که در مدل Leg222 برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی صفت مورد بررسی، در سنین مختلف می‌ش اختلاف شایان توجهی نداشت (شکل ۲).

دامنه مقادیر برآورد شده با بهترین مدل در پژوهش حاضر با مقادیر گزارش شده واریانس ژنتیکی افزایشی میانگین وزن بره‌ها در هر زایش در پژوهش‌های گذشته (Mokhtari *et al.*, 2010; Pezhman & Zamani, 2012; Falaki-Moghaddam, 2012) هم‌خوانی دارد.

مقادیر برآورد شده واریانس ژنتیکی افزایشی با مدل BS212 در سنین مختلف تنوع بیشتری در مقایسه با مدل‌های BS111، BS222 و Leg222 نشان داد؛ به گونه‌ای که بیشترین مقدار آن  $(0.79 \pm 0.09)$  در ۱۲ ماهگی و کمترین مقدار آن که تفاوت معناداری با صفر نداشت  $(0.01 \pm 0.05)$  در ۳۲ تا ۶۲ ماهگی می‌ش برآورد شد. در این مدل واریانس ژنتیکی افزایشی از ۱۲ تا ۳۲ ماهگی می‌ش، روندی کاهشی و از ۶۲ ماهگی به بعد، روندی تقریباً افزایشی نشان داد (شکل ۲). مدل‌های دیگر دارای توابع بی‌اسپلین نیز کمابیش روندهای مشابهی از واریانس ژنتیکی افزایشی



شکل ۲. اجزای واریانس برآورد شده برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش با کمک مدل‌های BS212، BS111، BS222 و Leg222.

مشاهده شد، به گونه‌ای که همه آن‌ها واریانس محیطی دائمی در سنین مختلف را بسیار جزئی برآورد کردند. واریانس‌های محیطی دائمی با مدل دارای توابع لژاندر درجه دو (Leg222) به‌طور چشمگیری از برآوردهای

واریانس محیطی دائمی برآورد شده برای میانگین وزن بره‌ها در هر زایش با مدل BS212 بسیار جزئی (0.00 تا 0.01) برآورد شد (شکل ۲). این وضعیت در مورد دیگر مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین نیز

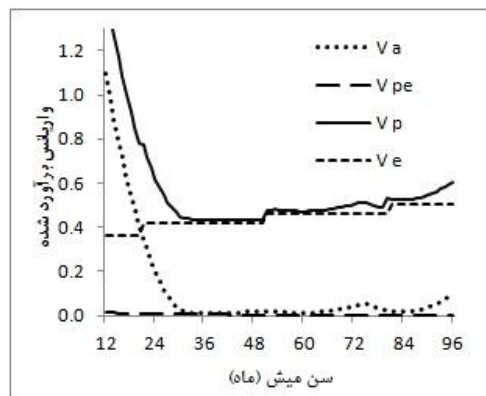
نشان‌دهنده اثر روزافزون آثار محیطی بر میانگین وزن تولید بره‌ها در هر زایش در سنین بالاتر دانست.

واریانس فنوتیپی صفت مورد بررسی در مدل دارای تابع لژاندر (Leg222) به‌طور چشمگیر بیشتر از مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین برآورد شد. واریانس فنوتیپی برآوردشده در بهترین مدل (BS212) از سن ۱۲ تا ۳۸ ماهگی روند کاهشی داشت تا به کمترین مقدار ( $\pm 0.02$ ) رسید و پس از آن با افزایش سن می‌شود تغییر درخور ملاحظه‌ای مشاهده نشد (شکل ۲). روند برآوردشده برای واریانس فنوتیپی با بهترین مدل (BS212)، به‌جز سنین آغازین، تا حد زیادی با روندهای برآوردشده برای واریانس باقیمانده هم‌هنگ بود که علت آن سهم زیاد واریانس باقیمانده در واریانس فنوتیپی در سنین بیشتر است. به‌نظر می‌رسد که آثار ژنتیکی افزایشی در سنین آغازین نقش بیشتری در واریانس فنوتیپی داشته باشند (شکل ۳).

الگوی تغییرات برآورد وراثت‌پذیری و خطای استاندارد برآورد وراثت‌پذیری برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در شکل ۴ نشان داده شده است. در بیشتر مدل‌ها الگوی تغییرات برآوردهای وراثت‌پذیری با الگوی تغییرات واریانس ژنتیکی افزایشی، هم‌هنگی داشت؛ به‌گونه‌ای که در مدل‌های مبتنی بر توابع بی‌اسپلین، وراثت‌پذیری برآوردشده در سنین اولیه بیشترین مقدار را داشت و با افزایش سن به تدریج کاهش پیدا کرد. مقادیر برآوردشده وراثت‌پذیری میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش با بهترین مدل (BS212) از ۱۲ تا ۳۱ ماهگی روند کاهشی داشت؛ به‌گونه‌ای که بیشترین وراثت‌پذیری ( $0.74 \pm 0.06$ ) در ۱۲ ماهگی و کمترین وراثت‌پذیری ( $0.03 \pm 0.08$ ) در ۳۱ تا ۶۶ ماهگی مشاهده شدند.

خطای استاندارد برآورد وراثت‌پذیری در همه مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین، در سنین پایانی و تا حدودی در سنین آغازین بیشتر از سنین میانی بود؛ در حالی که در مدل دارای توابع لژاندر درجه دو، خطای استاندارد برآورد وراثت‌پذیری در همه سنین تقریباً یکسان بود و در حد پایین قرار داشت (شکل ۴). خطای استاندارد برآورد وراثت‌پذیری در مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین نشان می‌دهد که در این

مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین بالاتر بودند (شکل ۲). مقادیر ناچیز واریانس محیط دائمی میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در پژوهش حاضر با مقادیر ناچیز برآوردشده در گوسفندان مغانی (Falaki-Moghaddam, 2012)، کرمانی (Mokhtari et al., 2010) و مهربان با کمک مدل‌های تکرارپذیری (Pezhman & Zamani, 2012) هم‌خوانی دارد.

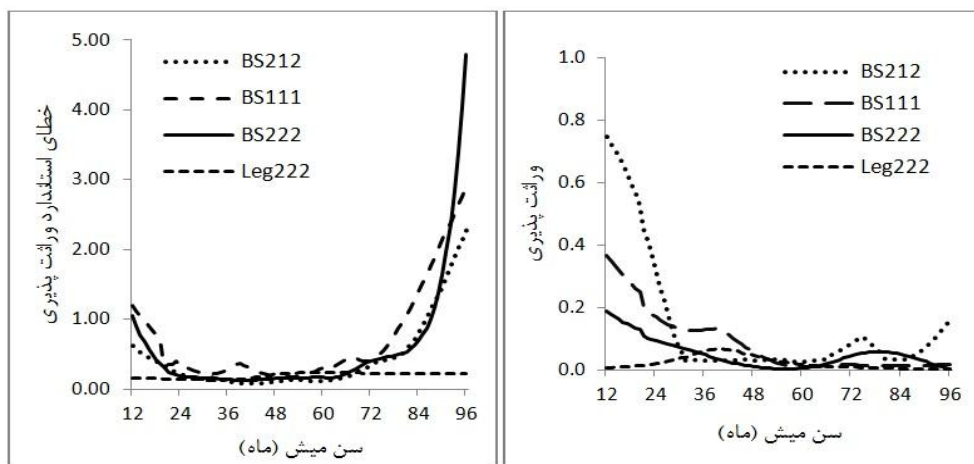


شکل ۳. اجزای واریانس برآوردشده برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش با بهترین مدل (BS212).

از آنجا که ساختار واریانس باقیمانده به‌گونه ناهمگن و در چهار گروه سنی در نظر گرفته شده بود، واریانس‌های باقیمانده با همه مدل‌ها در چهار بازه زمانی برآورد شدند. به‌طور کلی، مقادیر برآوردشده واریانس باقیمانده در مدل دارای توابع لژاندر (Leg222) کمترین مقادیر ( $0.13 - 0.14$ ) و در مدل دارای توابع بی‌اسپلین خطی (BS111) بیشترین مقادیر ( $2.07 - 1.34$ ) را نشان دادند. به‌طور کلی مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین افزایش تدریجی واریانس باقیمانده را در طول سن نشان دادند؛ در حالی که در مدل لژاندر عکس این حالت مشاهده شد (شکل ۲). این یافته احتمالاً نشان‌دهنده تفاوت در توانایی توابع استفاده‌شده در برازش آثار تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی دام بر رکوردهای سنین پایانی است؛ به‌گونه‌ای که خطای استاندارد برآوردهای وراثت‌پذیری و ضریب محیط دائمی در مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین در سنین پایانی افزایش چشمگیر نشان دادند (شکل‌های ۴ و ۵). افزایش واریانس باقیمانده در سنین بالاتر را می‌توان

همه مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین وراثت‌پذیری کمی برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در سنین میانی برآورد کردند (شکل ۴).

مدل‌ها برآوردهای وراثت‌پذیری در سنین میانی قابل‌اطمینان‌تر هستند. این موضوع را می‌توان به تعداد رکورد بیشتر در سنین میانی (شکل ۱) نسبت داد.



شکل ۴. برآورد وراثت‌پذیری (راست) و خطای استاندارد وراثت‌پذیری (چپ) برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش با کمک مدل‌های BS212، BS111، BS222 و Leg222.

در سنین پایانی بیشتر از سنین آغازین و در بهترین مدل (BS212) در همه سنین نزدیک به صفر برآورد شد (شکل ۵). مقادیر جزئی ضریب محیط دائمی برآورده شده برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش توسط بهترین مدل (BS212) در پژوهش حاضر با برآوردهای کم  $0.04$  در گوسفندان کرمانی (Mokhtari *et al.*, 2010) و  $0.05$  در گوسفندان لری - بختیاری (Vatankhah *et al.*, 2008) هماهنگ است و می‌تواند نشان‌دهنده توانایی بهتر مدل BS212 برای برازش صفت میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش باشد.

#### نتیجه‌گیری کلی

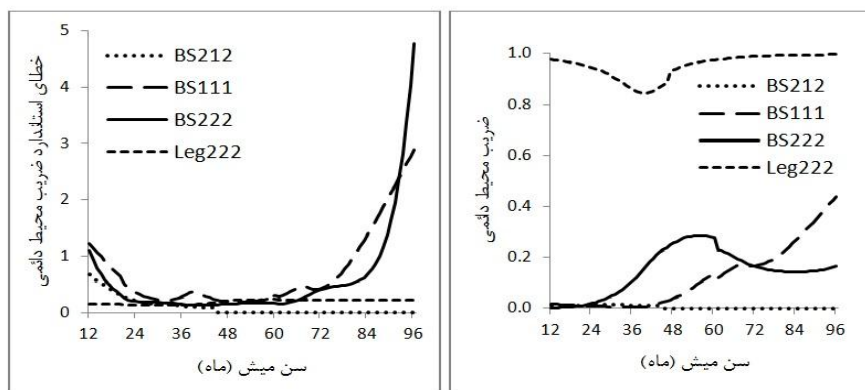
مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین، به‌ویژه توابع درجه دو، خطی و درجه دو، به‌ترتیب برای رگرسیون ثابت و رگرسیون‌های تصادفی ژنتیک افزایشی و محیط دائمی (BS212) برازش بهتری از میانگین وزن بره‌ها در هر زایش داشتند. نتایج برآورد اجزای واریانس با مدل BS212 نشان داد که ضریب محیط دائمی میانگین وزن تولد بره‌ها در همه سنین کم است؛ بنابراین می‌توان انتظار داشت که نقش عوامل محیطی دائمی بر این صفت شایان‌توجه نباشد و این صفت تا حد

وراثت‌پذیری کم میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در پژوهش‌های دیگران نیز تأیید شده است. وراثت‌پذیری این صفت در گوسفندان مغانی با کمک مدل رگرسیون تصادفی  $0.053$  تا  $0.083$  (Falaki-Moghaddam, 2012) و در گوسفندان مهربان با کمک مدل تکرار پذیر  $0.043$  (Pezhman & Zamani, 2012) برآورد شده است. اگرچه در برخی پژوهش‌ها نیز برآوردها اندکی بیشتر از برآوردهای پژوهش حاضر بوده‌اند. وراثت‌پذیری میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش در گوسفندان کرمانی،  $0.13$  (Mokhtari *et al.*, 2010)، در گوسفندان لری - بختیاری،  $0.19$  (Vatankhah *et al.*, 2008) و در چند نژاد اروپایی،  $0.13$  (Rosati *et al.*, 2002) برآورد شده است. این تفاوت‌های جزئی را می‌توان به مواردی همچون تفاوت جمعیت‌ها، مدل‌های استفاده‌شده و همچنین سن‌های بررسی‌شده نسبت داد.

برآوردهای ضریب محیط دائمی، به‌صورت نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی، در مدل دارای توابع لژاندر درجه دو (Leg222) به‌طور چشمگیر بیشتر از مدل‌های دارای توابع بی‌اسپلین بودند. ضریب محیط دائمی در مدل‌های بی‌اسپلین BS111 و BS222

رکوردهای به دست آمده از زایش‌های اول اهمیت بیشتری خواهند داشت. به نظر می‌رسد که با انتخاب بر اساس ارزش اصلاحی این صفت در سنین بیشتر تغییر شایان توجهی در آن ایجاد نخواهد شد.

زیادی تحت تأثیر آثار محیطی موقتی قرار داشته باشد. وراثت‌پذیری میانگین وزن بره‌ها در هر زایش در سنین اولیه بیشتر از سنین دیگر است؛ بنابراین در صورت قرارگرفتن این صفت در برنامه انتخاب،



شکل ۵. برآورد ضرب محیط دائمی (راست) و خطای استاندارد ضرب محیط دائمی (چپ) برای میانگین وزن تولد بره‌ها در هر زایش با کمک مدل‌های BS212، BS111، BS222 و Leg222.

امور دام جهاد کشاورزی استان همدان برای فراهم کردن داده‌های لازم برای این پژوهش قدردانی می‌گردد.

### سپاسگزاری

بدین وسیله از مسئولان و کارشناسان محترم معاونت

### REFERENCES

1. Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IRRR Transactions on Automatic Control*, 19, 716-723.
2. Amirabadi Farahani, M. & Zamani, P. (2013). Genetic analysis of number of lambs born per lambing of in Mehraban breed ewes, using B-spline random regression models. *Iranian Journal of Animal Science*, 44, 113-120. (In Farsi)
3. Falaki-Moghaddam, H. (2012). *Estimation of variance components for composite reproduction traits in Moghani sheep using repeatability and random regression models*. M.Sc. thesis. Faculty of Agriculture. Department of Animal Science. Bu-Ali Sina University. (in Farsi)
4. 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.
5. Lewis, R. M. & Brotherstone, S. (2002). A genetic evaluation of growth in sheep using random regression techniques. *Animal Science*, 74, 63-70.
6. Luković, Z., Malovrh, S., Gorjanc, G. & Kovač, M. (2004). A random regression model in analysis of litter size in pigs. *South African Journal of Animal Science*, 34, 241-248.
7. Meyer, K. (2005). Estimates of genetic covariance functions for growth of Angus cattle. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 122, 73-85.
8. Meyer, K. (2007). Wombat - A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by restricted maximum likelihood (REML). *Journal of Zhejiang University Science B*, 8, 815-821.
9. Mokhtari, M. S., Rashidi, A. & Esmailizadeh, A. K. (2010). Estimation of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 88, 27-31.
10. Mostret, B. E., Theron, H. E., Kanfer, F. H. J. & Van Marle-Koster, E. (2006). Test-day models for South African dairy cattle for participation in international evaluations. *South African Journal of Animal Science*, 36, 58-70.
11. Oliveira, K. A. P., Lôbo, R. N. B. & Facó, O. (2010). Genetic evaluation of partial growth trajectory of Santa Inês breed using random regression models. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 39, 1029-1036.
12. Pezhman, L. & Zamani, P. (2012). Estimation of variance components and genetic parameters for some of reproductive traits in Mehraban sheep, using univariate animal models. *Animal Science Researches*, 22, 27-35. (in Farsi)



13. 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.
14. SAS Institute. (2004). User's Guide Version 9.1: Statistics. SAS Institute. Cary, NC.
15. Schaeffer, L. R. (2004). Application of random regression models in animal breeding. *Livestock Production Science*, 86, 35-45.
16. Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
17. Vatankhah, M. (2013). Genetic analysis of ewe body weight in Lori-Bakhtiari sheep using random regression models. *Journal of Livestock Science and Technologies*, 1, 44-49.
18. 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.
19. Veerkamp, R.F., Koenen, E.P.C. & De Jong, G. (2001). Genetic correlations among body condition score, yield and fertility in first-parity cows estimated by random regression models. *Journal of Dairy Science*, 84, 2327-2335.
20. Zamani, P., Moradi, M. R., Alipour, D. & Ahmadi, A. (2015). Estimation of variance components for body weight of Moghani sheep using B-Spline random regression models. *Iranian Journal of Applied Animal Science*. (in press)

## Comparison of different Legendre and B-Spline random regression models to estimate variance components for average birth weight per lambing in Mehraban sheep

Pouya Zamani<sup>1\*</sup>, Malihe Amirabadi-Farahani<sup>2</sup>, Hassan Aliarabi<sup>3</sup> and Mostafa Malecky<sup>4</sup>

1, 2, 3, 4. Associate Professor, Former M. Sc. Student, Associate Professor and Assistant Professor, Department of Animal Science, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(Received: Feb. 17, 2015 - Accepted: Dec. 12, 2015)

### ABSTRACT

The present study was carried out to compare different random regression models to estimate variance components of lamb's average birth weight per lambing (ABWLL) in Mehraban sheep. The data were 5,559 ABWLL records of 2,244 Mehraban ewes. The random regression models consisted of namely, flock-year-season of lambing as fixed effect, a fixed regression to fit average trajectory of the population and two random regressions to fit random additive genetic and permanent environmental effects. The models had linear and quadratic B-Spline or quadratic or cubic Legendre functions, all with heterogeneous residual variances. Variance components were estimated using Average Information algorithm of Restricted Maximum Likelihood (AI-REML). According to Akaike and Bayesian information criteria, the model BS212 with quadratic, linear and quadratic B-Spline functions for fixed regression and random regressions of additive genetic and permanent environment was considered as the best model to fit the data. Using the BS212 model, the highest and lowest heritabilities for ABWLL were estimated for 12 months of age (0.74) and 31 to 66 months of the ewe age (0.03), respectively and coefficients of permanent environment were close to 0 in all ages. The estimated values in middle ages were more accurate than initial or final ages. The results of the present study showed that the records obtained on initial lambings probably could have higher importance for breeding programs.

**Keywords:** average birth weight of lambs per lambing, B-spline, legendre, variance components.