



دانشگاه کِیلان

## تحقیقات تولیدات دامی

سال هفتم/شماره دوم/تابستان ۱۳۹۷ (۹۶-۸۳)



# برآورد پارامترها و روند ژنتیکی صفات رشد گوسفند لری بختیاری با مدل‌های معادلات ساختاری

حسام عمو پشت مساری<sup>۱\*</sup>، سید حسن حافظیان<sup>۲</sup>، رستم عبداللهی آرپناهی<sup>۳</sup>، مرتضی ستائی مختاری<sup>۴</sup>

قدرت اله رحیمی میانجی<sup>۵</sup>

- ۱- دانشجوی دکتری تخصصی ژنتیک و اصلاح نژاد، گروه علوم دامی، دانشکده علوم دامی و شیلات، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
- ۲- دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده علوم دامی و شیلات، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
- ۳- استادیار گروه علوم دام و طیور، پردیس ابوریحان دانشگاه تهران
- ۴- استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه جیرفت
- ۵- استاد گروه علوم دامی، دانشکده علوم دامی و شیلات، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

(تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۰۹ - تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۱/۲۶)

### چکیده

برای تجزیه ژنتیکی صفات رشد گوسفند لری بختیاری با مدل‌های معادلات ساختاری و مدل‌های چند متغیره استاندارد از داده‌های فنوتیپی و شجره‌ای جمع‌آوری شده طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۹۰ در ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری استفاده شد. صفات مورد بررسی شامل وزن تولد، میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، وزن شیرگیری، میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی و وزن شش ماهگی بودند. سه مدل مختلف شامل مدل چند متغیره استاندارد، مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی و مدل یک‌طرفه کامل در نظر گرفته شد. بر مبنای معیار اطلاعات انحراف (DIC)، مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی دارای بالاترین مطلوبیت بود. در مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی، ضرایب ساختاری بین وزن تولد و میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری و میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی و میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری و شش ماهگی به ترتیب ۰/۱۴، ۰/۲۲-۰/۲، ۰/۱۸-۰/۱۷، ۰/۱۱-۰/۱۱ و ۰/۱۶-۰/۱۶ برآورد شدند. روند ژنتیکی در مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۲۹-۰/۳۲، ۰/۱۴-۰/۲۲، ۰/۱۸-۰/۱۷، ۰/۱۱-۰/۱۱ و ۰/۱۶-۰/۱۶ برآورد شدند. روند ژنتیکی در مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی نیز برای صفات مورد بررسی به ترتیب ۰/۲۳-۰/۲۳، ۰/۷-۰/۷، ۰/۳-۰/۳، ۰/۶۹-۰/۶۹، ۰/۴-۰/۴ و ۰/۱۱-۰/۱۱ گرم در سال برآورد شدند که معنی‌دار بودند. تجزیه ژنتیکی صفات رشد ضرورت قرار دادن روابط علی بین صفات به منظور توسعه موثر اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری را نشان می‌دهد.

**واژه‌های کلیدی:** روند ژنتیکی، صفات رشد، گوسفند لری بختیاری، مدل‌های معادلات ساختاری

## مقدمه

شود مقدار تغییرات بدست آمده طی اجرای برنامه اصلاح نژادی باید بررسی شود. بنابراین روند ژنتیکی صفات مورد انتخاب در جمعیت برآورد می‌شود. همچنین، ارزیابی طرح-های اصلاح نژادی به وسیله برآورد روند ژنتیکی از راه تغییر در میانگین ارزش‌های اصلاحی امکان‌پذیر است (Jurado *et al.*, 1994).

در یک تحقیق، سرگلزایی و اداریس (۱۳۸۳) روند ژنتیکی صفات رشد در گوسفند لری بختیاری را با استفاده از مدل-های مختلط استاندارد برآورد کردند. تاکنون تحقیقات متعددی به منظور برآورد روند ژنتیکی صفات رشد گوسفند با استفاده از مدل‌های چندمتغیره استاندارد صورت گرفته است (Mohammadi and Mokhtari and Rashidi, 2010؛ Abdollahi Arpanahi, 2014؛ عمو پشت مساری و همکاران، ۱۳۹۴؛ Boujenane and Diallo, 2017)، ولی تاکنون پژوهشی به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی صفات رشد گوسفند با استفاده از مدل‌های معادلات ساختاری انجام نشده است. بنابراین هدف این پژوهش مقایسه برآورد پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی صفات رشد گوسفند لری بختیاری با استفاده از مدل‌های معادلات ساختاری و مدل‌های چند متغیره استاندارد بود.

## مواد و روش‌ها

در پژوهش کنونی از اطلاعات شجره‌ای و داده‌های صفات رشد گوسفند لری بختیاری شامل وزن تولد، میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، وزن شیرگیری، میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی و وزن شش ماهگی استفاده شد که طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری جمع‌آوری شده بود. میانگین افزایش وزن به صورت تفاضل وزن ثانویه از وزن اولیه تقسیم بر تفاضل سن ثانویه از سن اولیه محاسبه می‌شود.

به منظور حفظ نرمال بودن توزیع، رکوردهای خارج از محدوده نرمال برای صفات از تجزیه حذف شدند. با توجه به اینکه تمامی بره‌ها در یک روز از شیر گرفته می‌شوند اما لزوماً در یک سن نیستند، سن بره‌ها در تجزیه به صورت متغیر همراه در نظر گرفته شد. یکنواختی زیرکلاس‌های

مدل‌های چند متغیره در کاربرد، تکامل و نظریه‌های ژنتیک کمی اهمیت ویژه‌ای دارند و می‌توان از نظر بررسی نوع ارتباط بین صفات، آن‌ها را به دو دسته مدل‌های چندمتغیره استاندارد و مدل‌های معادلات ساختاری تقسیم‌بندی کرد. در سیستم‌های زیستی، صفات فنوتیپی ممکن است دارای ارتباطات علی (causal relationships) باشند. بر خلاف مدل‌های خطی چند متغیره استاندارد، در مدل‌های معادلات ساختاری، متغیر پاسخ در یک معادله تابعیت می‌تواند در معادله دیگر متغیر پیش‌بینی باشد. متغیرها در مدل‌های معادلات ساختاری می‌توانند به طور یک‌طرفه یا دو طرفه بر دیگر متغیرها تاثیر بگذارند (wu *et al.*, 2010).

مدل‌های چندمتغیره استاندارد قادر به نشان دادن این ارتباطات بین صفات نیستند و تنها ارتباط ژنتیکی یا همبستگی بین صفات را برآورد می‌کنند، در حالی که همبستگی نمی‌تواند نشانگر رابطه علت و معلولی بین متغیرها باشد. مدل‌های معادلات ساختاری برای بررسی ارتباطات علی بین صفات که می‌تواند به صورت همزمان (simultaneous) یا برگشتی (recursive) باشند، مورد استفاده قرار می‌گیرد (Gianola and Sorenson, 2004). به عنوان مثال، تولید زیاد در گاوهای شیری احتمال بیماری-های خاصی را افزایش می‌دهد و برعکس وجود بیماری می‌تواند اثرات نامطلوبی بر تولید داشته باشد (Valente *et al.*, 2010).

یکی از اهداف اصلی برنامه‌های اصلاح نژادی در گونه‌های اهلی بیشینه کردن سرعت پیشرفت ژنتیکی صفات مهم اقتصادی است. بهبود ژنتیکی با انتخاب والدین با ارزش اصلاحی بالاتر امکان‌پذیر است (Kosgey *et al.*, 2006). متخصصین اصلاح دام می‌توانند دام‌ها را بر اساس ارزش-های اصلاحی آن‌ها رتبه‌بندی کرده و حیوانات با رتبه پایین را حذف و آن‌هایی که دارای رتبه بالاتری هستند، برای جایگزینی در گله انتخاب کنند.

مشکل عمده در پژوهش‌های اصلاح نژادی، تعیین پیشرفت ژنتیکی حاصل از برنامه اصلاح نژادی طی سال‌های مورد نظر است. در جامعه‌ای که انتخاب صورت گرفته باشد و آمیزش بین افراد با توجه به خصوصیات ژنتیکی آن‌ها برنامه‌ریزی

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e \quad \text{Cov}(a,m) = 0$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e \quad \text{Cov}(a,m) = A\sigma_{am}$$

در این مدل‌ها،  $y$  بردار رکوردهای مربوط به هر صفت،  $a$  و  $pe$  به ترتیب بردارهای اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات باقی مانده هستند.  $X$ ،  $Z_a$ ،  $Z_m$  و  $Z_{pe}$  ماتریس‌های طرح هستند که به ترتیب اثرات ثابت (شامل جنس، سن مادر، سال تولد، تیپ تولد)، ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و اثرات محیطی مادری را به بردار مشاهدات مرتبط می‌کنند. سپس مدل مناسب با استفاده از آماره انتخاب شد:

$$BIC = -2\log L + P \log(n)$$

اثرات ثابت نیز حفظ شد. خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی صفات مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. همچنین در جدول ۲ خلاصه‌ای از اطلاعات شجره‌ای صفات رشد مورد بررسی ارائه شده است که با توجه به استفاده از مدل‌های چند متغیره برای تمامی صفات، اطلاعات شجره‌ای یکسان بود.

به منظور آزمون معنی‌داری اثرات ثابتی که باید در مدل نهایی مربوط به هر صفت برازش شوند از رویه GLM نرم-افزار SAS استفاده شد. سپس نقش اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری و محیطی دائمی مادری به همراه کوواریانس بین اثرات ژنتیکی مادری و ژنتیکی افزایشی تحت شش مدل آماری زیر به صورت تجزیه‌های تک صفتی مورد بررسی قرار گرفت:

$$y = Xb + Z_1a + e \quad \text{Cov}(a,m) = 0$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3 + e \quad \text{Cov}(a,m) = A\sigma_{am}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$$

جدول ۱- آمار توصیفی صفات رشد در گوسفند لری بختیاری

Table 1. Descriptive statistics of growth traits in Lori Bakhtiari sheep

Item	Traits				
	BW (kg)	WW (kg)	6MW (kg)	ADG1 (g)	ADG2 (g)
Number of records	4224	4224	4224	4224	4224
Mean	5.01	29.31	41.55	270.32	136.15
Coefficient of variation (%)	15.71	18.66	20.77	20.34	45.90
Standard deviation	0.79	5.47	8.63	54.99	62.49
Maximum	7.7	47.6	73	453.93	311.49
Minimum	2	13.4	18.5	104.3	5.56

BW: Birth weight; ADG1: Average daily gain from birth to weaning; WW: Weaning weight; ADG2: Average daily gain from weaning to six-month weight; 6MW: Six-month weight.

جدول ۲- خلاصه‌ای از اطلاعات شجره‌ای صفات رشد در گوسفند لری بختیاری

Table 2. Summary of the pedigree information for growth traits in Lori Bakhtiari sheep

Item	
Number of sires	272
Number of dams	1635
Number of animals without offspring	3043
Number of animals with offspring	1907
Number of animals with unknown sire	496
Number of animals with unknown dam	354
Number of animals with both parents unknown	210
Number of sires with progeny	237
Number of sires with record and progeny	132
Number of dams with progeny	1555
Number of dams with record and progeny	1048
Average inbreeding coefficient (%)	0.56
Number of inbred animals	1488

با برازش صفت (و یا صفات) والد به عنوان متغیر کمکی برای دیگر صفات و در نظر گرفتن همزمان همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات اجرا نمود (Lopez de Maturana *et al.*, 2007). در مدل‌های معادلات ساختاری به صفتی که بر صفت دیگر اثر علی می‌گذارد صفت والد می‌گویند (Rosa *et al.*, 2011). در پژوهش حاضر نیز از همین روش برای برازش مدل‌های معادلات ساختاری یک‌طرفه استفاده شد.

روندهای ژنتیکی صفات با استفاده از تابعیت میانگین ارزش-های اصلاحی پیش‌بینی شده حیوانات در مورد هر صفت به سال تولد، با تجربه پنج صفت استاندارد و ساختاری برآورد شده و سپس با یکدیگر مقایسه شدند. بدین منظور از رویه Reg نرم‌افزار SAS استفاده شد (SAS, 2003).

پارامترهای ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی برآورد شده تحت مدل‌های مبتنی بر معادلات ساختاری را پارامترهای سیستم می‌نامند که قابل مقایسه با پارامترهای حاصل از مدل‌های مختلط استاندارد نیست (Gianola and Sorenson, 2004). تحت فرض شناخته شده بودن ساختار علی، پارامترهای سیستم را می‌توان با استفاده از روابط زیر به معادل آنها تحت مدل‌های چند صفتی استاندارد تبدیل نمود (Gianola and Sorenson, 2004):

$$G^* = \Lambda^{-1} G \Lambda'^{-1}$$

$$R^* = \Lambda^{-1} R \Lambda'^{-1}$$

$$Pe^* = \Lambda^{-1} Pe \Lambda'^{-1}$$

$$P^* = \Lambda^{-1} P \Lambda'^{-1}$$

$G^*$ ،  $R^*$ ،  $Pe^*$  و  $P^*$  به ترتیب ماتریس‌های (کو)واریانس ژنتیکی، (کو)واریانس باقی‌مانده، (کو)واریانس اثرات محیطی دائمی مادری و (کو)واریانس فنوتیپی حاصل از تبدیل پارامترهای سیستم به معادل استاندارد هستند.  $G$ ،  $R$ ،  $Pe$  و  $P$  به ترتیب ماتریس‌های (کو)واریانس ژنتیکی، (کو)واریانس باقی‌مانده، (کو)واریانس اثرات محیطی دائمی مادری و (کو)واریانس فنوتیپی حاصل از مدل‌های استاندارد است. ماتریس  $\Lambda$ ، ماتریس مربوط به ضرایب ساختاری است که درایه‌های آن بر اساس روابط علی بین صفات تعیین می‌شود.  $\Lambda^{-1}$  و  $\Lambda'^{-1}$  نیز به ترتیب معکوس ماتریس لامبدا و معکوس ترانهاد ماتریس لامبدا است.

در این رابطه،  $\log L$  لگاریتم حداکثر درست‌نمایی،  $P$  تعداد پارامترهای هر مدل و  $n$  تعداد مشاهدات است. مدلی که کمترین مقدار BIC را داشته باشد، به عنوان برترین مدل در نظر گرفته می‌شود. (Gayawan and Ipinoyomi, 2009). لازم به ذکر است که اثرات ثابت جنس بره در دو سطح، تیپ تولد در سه سطح، سن مادر در هفت سطح و سال تولد در ۱۷ سطح در همه مدل آماری در نظر گرفته شدند.

در مدل پنج صفتی استاندارد وجود روابط علی بین صفات در نظر گرفته نمی‌شود. در مرحله بعد، برای برازش مدل‌های چند صفتی مبتنی بر معادلات ساختاری از دو مدل در بردارنده روابط علی استفاده شد که شامل مدل پنج صفتی یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی (شکل ۱) (Temporal recursive model) و مدل پنج صفتی یک‌طرفه کامل (شکل ۲) (Fully recursive model) هستند. شکل ۱ نشان‌دهنده مدل پنج صفتی یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی است که روابط علی بین صفات را مشخص می‌کند. همانگونه که در شکل ۱ نشان داده شده است در مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی فرض بر این است که هر صفت تنها بر صفت پس از خود اثر می‌گذارد اما در مدل پنج صفتی یک‌طرفه کامل (شکل ۲) فرض بر این است که هر صفت می‌تواند بر کلیه صفات پس از خود اثر علی داشته باشد. کلیه اثرات ثابت و تصادفی موجود در مدل‌های چند صفتی استاندارد و مدل‌های مبتنی بر معادلات ساختاری یکسان بودند و تنها تفاوت بین آنها عدم در نظر گرفتن روابط علی بین صفات در مدل‌های چند صفتی استاندارد است.

پس از تعیین مدل مناسب برای هر صفت، ارزیابی ژنتیکی دام‌ها و برآورد پارامترهای ژنتیکی تحت رویکرد بیزی و با استفاده از نرم‌افزار GIBBS2F90 (Misztal *et al.*, 2002) با ۲۰۰۰۰۰ تکرار و فاصله ۱۰ تکرار انجام شد. به علاوه، ۵۰۰۰۰ تکرار اول به عنوان دوره قلق‌گیری در نظر گرفته شد. تجزیه پسا گیبس برای بررسی حصول همگرایی در مدل‌های برازش شده با استفاده از نرم‌افزار POSTGIBBSF190 انجام شد (Misztal *et al.*, 2002). مناسب بودن تعداد نمونه‌گیری‌ها و تعداد نمونه‌های قلق-گیری با استفاده از بررسی چشمی گراف‌های توزیع پسین تعیین شد. مدل‌های مختلط چند صفتی یک‌طرفه را می‌توان



Fig. 1. Multivariate temporal recursive model  
شکل ۱- مدل چند صفتی یک طرفه بر اساس توالی زمانی

برای مقایسه مدل‌های چند صفتی استاندارد و مدل‌های مبتنی بر معادلات ساختاری از معیار DIC (Deviance Information Criterion) استفاده می‌شود. این معیار نکویی برازش مدل را در نظر می‌گیرد (Bouwman *et al.*, 2014).

### نتایج و بحث

نتایج حاصل از بررسی اثر عوامل ثابت بر صفات مورد مطالعه در پژوهش کنونی نشان داد که اثرات ثابت سال تولد بره، سن میش‌ها در زمان زایش، تیپ تولد بره‌ها و جنسیت آنها تاثیر معنی‌داری بر همه صفات داشتند ( $P < 0.01$ ). مناسبترین مدل برای وزن تولد و وزن شیرگیری، دارای اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و اثرات محیطی دائمی مادری بدون در نظر گرفتن کوواریانس بین اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری بود. مناسب‌ترین مدل برای میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شش ماهگی دارای اثرات ژنتیکی مستقیم و اثرات محیطی دائمی مادری بود.

نتایج نشان داد میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی در گوسفند لری بختیاری تحت تاثیر اثرات ژنتیکی مستقیم قرار می‌گیرد و اثرات مادری بر این صفت تاثیری ندارند. از مناسب‌ترین مدل تشخیص داده شده برای هر صفت در تجزیه و تحلیل تک‌صفتی، برای برازش مدل‌های چند صفتی استاندارد و مدل‌های چند صفتی مبتنی بر معادلات ساختاری استفاده شد. مقادیر DIC حاصل از مدل پنج صفتی استاندارد، که در آن وجود رابطه علی بین صفات در نظر گرفته نمی‌شود، با دو مدل پنج صفتی دیگر، که در آنها حالات مختلفی از وجود روابط علی در نظر گرفته شده است، در جدول ۳ ارائه شده‌اند.

همانگونه که در جدول ۳ نشان داده شده است مقادیر DIC حاصل از مدل‌های مبتنی بر معادلات ساختاری، که روابط

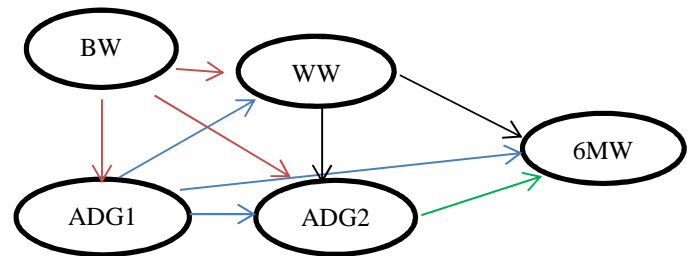


Fig. 2. Multivariate fully recursive model  
شکل ۲- مدل چند صفتی یک طرفه کامل

برای تبدیل ارزش‌های اصلاحی حاصل از مدل‌های معادلات ساختاری به معادل آن‌ها در مدل استاندارد از رابطه زیر استفاده شد (Konig *et al.*, 2008):

$$BV^* = \Lambda^{-1} BV$$

$BV^*$  بردار ارزش‌های اصلاحی حاصل از تبدیل به معادل استاندارد است.  $\Lambda^{-1}$  و  $BV$  نیز به ترتیب بردار ارزش‌های اصلاحی حیوانات حاصل از مدل استاندارد و معکوس ماتریس لامبدا است.

ضرایب ساختاری در ماتریس  $\Lambda$  در واقع نوعی ضریب تابعیت هستند که طی فرایند برازش مدل‌های معادلات ساختاری، برآورد شده و بر اساس آنها ماتریس ضرایب ساختاری تشکیل می‌شود (Gianola and Sorenson, 2004). به عنوان نمونه، در زیر یک ماتریس ضرایب ساختاری با پنج صفت در نظر گرفته شده است که در آن صفت اول بر صفات دوم، سوم، چهارم و پنجم، صفت دوم بر صفات سوم، چهارم و پنجم، صفت سوم بر صفات چهارم و پنجم و صفت پنجم تاثیر علی دارند.

$$\Lambda_{5 \times 5} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda_{31} - \lambda_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda_{41} - \lambda_{42} - \lambda_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda_{51} - \lambda_{52} - \lambda_{53} - \lambda_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

جدول ۳- مقادیر DIC مربوط به مدل‌های چند صفته استاندارد و مبتنی بر معادلات ساختاری در گوسفند لری بختیاری

Table 3. DIC values of standard multivariate and structural equation models in Lori-Bakhtiari sheep

Model	DIC
Standard multivariate	77616.3682
Multivariate temporal recursive	26003.1365
Multivariate fully recursive	28554.1263

گرم افزایش میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی وزن شش ماهگی به میزان ۰/۱۴ کیلوگرم افزایش می‌یابد.

برآورد میانگین‌های پسین وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت-پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی حاصل از مدل استاندارد و مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در جدول ۵ ارائه شده است. تمامی برآوردها در کلیه صفات مورد بررسی از لحاظ آماری معنی-دار بودند (فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین صفر را شامل نمی‌شد). برآورد میانگین‌های پسین وراثت-پذیری‌های مستقیم، مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی در دو مدل تفاوت معنی‌داری نداشتند (فاصله ۹۵ درصد اطمینان برای میانگین‌های پسین با هم همپوشانی داشتند). بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در نظر گرفتن روابط علی بین صفات اثر معنی‌داری بر نسبت‌های واریانس صفات رشد در گوسفند لری بختیاری نداشته است. با توجه به اینکه نسبت‌های واریانس بدست آمده در مدل ساختاری به مقدار معادل آن‌ها در مدل استاندارد تبدیل می‌شود، بنابراین این مقادیر را می‌توان با برآورد سایر محققین مقایسه کرد.

میانگین‌های پسین وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد، میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، وزن شیرگیری، میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی و وزن شش ماهگی در مدل استاندارد و مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۲۹، ۰/۲ و ۰/۲۲، ۰/۱۷ و ۰/۱۸، ۰/۱۱ و ۰/۱۱ و ۰/۱۶ و ۰/۱۶ برآورد شدند که در محدوده برآورد سایر محققین است (Jafaroghli *et al.*, 2010; Boujenane *et al.*, 2015; Diallo, 2017; Boujenane and

علی را نیز در بردارند، کمتر از مدل پنج صفتی استاندارد است. لذا، بر اساس معیار DIC، مدل‌های در بردارنده روابط علی نسبت به مدل پنج صفتی استاندارد برتری دارند. در بین دو مدل پنج صفتی مبتنی بر در نظر گرفتن روابط علی، مدل پنج صفتی یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی نیز کمترین مقدار DIC را دارد که نسبت به دو مدل دیگر مطلوبیت بیشتری را نشان می‌دهد. بنابراین، این مدل به عنوان مناسب‌ترین مدل از بین مدل‌های مورد مطالعه انتخاب و با مدل پنج صفتی استاندارد مقایسه شد. میانگین‌های پسین ضرایب ساختاری مربوط به اثرات علی بین صفات رشد گوسفند لری بختیاری تحت مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در جدول ۴ ارائه شده‌اند. تمامی میانگین‌های پسین ضرایب ساختاری از لحاظ آماری معنی‌دار بودند (فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین صفر را شامل نمی‌شود). به ازای هر کیلوگرم افزایش وزن تولد بره‌ها، میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری ۹/۳۴۳ گرم افزایش می‌یابد.

ضریب ساختاری میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری بر وزن شیرگیری ۰/۰۳ بدست آمد که نشان می‌دهد به ازای هر گرم افزایش صفت افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، وزن شیرگیری به میزان ۰/۰۳ کیلوگرم افزایش می‌یابد.

ضریب ساختاری مربوط به اثر علی وزن شیرگیری بر میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی ۱۰/۶۳۲ بدست آمد. از این رو می‌توان نتیجه گرفت به ازای هر کیلوگرم افزایش وزن شیرگیری، میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی به میزان ۱۰/۶۳۲ گرم افزایش می‌یابد. در مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی، اثر علی میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی بر وزن شش ماهگی ۰/۱۴ بدست آمد. بنابراین به ازای هر

جدول ۴- میانگین‌های پسین  $\pm$  انحراف معیار پسین ضرایب ساختاری اثرات علی بین صفات رشد در گوسفند لری بختیاری

Table 4. Posterior means  $\pm$  posterior standard deviation of structural coefficients of causal effects between growth traits in Lori Bakhtiari sheep

†Causal relationship	Posterior means $\pm$ posterior standard deviation
BW $\rightarrow$ ADG1	9.343 $\pm$ 0.81**
ADG1 $\rightarrow$ WW	0.03 $\pm$ 0.001**
WW $\rightarrow$ ADG2	10.632 $\pm$ 0.25**
ADG2 $\rightarrow$ 6MW	0.14 $\pm$ 0.0002**

†BW: Birth weight; ADG1: Average daily gain from birth to weaning; WW: Weaning weight; ADG2: Average daily gain from weaning to six-month weight; 6MW: Six-month weight.

\*\* 99% HPD interval did not include zero; \* 95% HPD interval did not include zero.

جدول ۵- میانگین‌های پسین  $\pm$  انحراف معیار پسین وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی

مادری به واریانس فنوتیپی در مدل استاندارد و مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در گوسفند لری بختیاری

Table 5. Posterior means  $\pm$  posterior standard deviation of direct heritability, maternal heritability and ratio of maternal permanent environmental variance to phenotypic variance in standard and temporal recursive models in Lori Bakhtiari sheep

†Traits	Multivariate standard model			Temporal recursive model		
	$h_a^2 \pm PSD$	$h_m^2 \pm PSD$	$pe^2 \pm PSD$	$h_a^2 \pm PSD$	$h_m^2 \pm PSD$	$pe^2 \pm PSD$
BW	0.32 $\pm$ 0.03	0.05 $\pm$ 0.01	0.15 $\pm$ 0.01	0.29 $\pm$ 0.01	0.06 $\pm$ 0.01	0.1 $\pm$ 0.03
ADG1	0.2 $\pm$ 0.03	-	0.14 $\pm$ 0.01	0.22 $\pm$ 0.00	-	0.14 $\pm$ 0.01
WW	0.17 $\pm$ 0.03	0.1 $\pm$ 0.00	0.15 $\pm$ 0.01	0.18 $\pm$ 0.03	0.11 $\pm$ 0.03	0.14 $\pm$ 0.01
ADG2	0.11 $\pm$ 0.02	-	-	0.11 $\pm$ 0.00	-	-
6MW	0.16 $\pm$ 0.03	-	0.06 $\pm$ 0.00	0.16 $\pm$ 0.00	-	0.06 $\pm$ 0.00

†BW: Birth weight; ADG1: Average daily gain from birth to weaning; WW: Weaning weight; ADG2: Average daily gain from weaning to six-month weight; 6MW: Six-month weight.  $h_a^2$ : Direct heritability,  $h_m^2$ : Maternal heritability,  $pe^2$ : Ratio of maternal permanent environmental to phenotypic variance, PSD: Posterior standard deviation.

ماهگی در مدل‌های استاندارد و مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۱۴، ۰/۱۴ و ۰/۱۵ و ۰/۱۴، ۰/۱۴ و ۰/۱۴ برآورد شد که در محدوده برآورد سایر پژوهشگران بود (Abbasi et al., 2012; Boujenane et al., 2015; Boujenane and Diallo, 2017).

میانگین‌های پسین همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم، همبستگی محیطی دائمی و همبستگی فنوتیپی بین صفات تحت مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در جدول ۶ ارائه شده‌اند. میانگین‌های پسین همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم در بین تمامی صفات در مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی معنی‌دار (فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین صفر را شامل نمی‌شد) و از ۰/۴۷ بین وزن تولد- وزن شیرگیری و بین وزن تولد- میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی تا ۰/۹۹ بین میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری- وزن شیرگیری متغیر بود، در حالیکه برخی از میانگین‌های پسین همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم در مدل استاندارد غیر

میانگین‌های پسین وراثت‌پذیری مادری صفات وزن تولد و وزن شیرگیری در مدل استاندارد و مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۶ و ۰/۱ و ۰/۱۱ برآورد شدند. (Boujenane and Diallo و Hanford et al. (2005) و Hanford et al. (2017) وراثت‌پذیری مادری وزن تولد در نژادهای رامبوپله و سردی را به ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۱۳ برآورد کردند که بیشتر از برآورد بدست آمده در پژوهش کنونی بود. Hanford et al. (2005) وراثت‌پذیری مادری وزن شیرگیری در نژاد رامبوپله را ۰/۱ برآورد نمودند که مشابه پژوهش کنونی است. همچنین Boujenane و Bahreini Behzadi et al. (2007) and Diallo (2017) در نژادهای کرمانی و سردی وراثت-پذیری مادری وزن شیرگیری را ۰/۱۹ و ۰/۰۷ برآورد کردند که به ترتیب بیشتر و کمتر از برآورد بدست آمده در پژوهش حاضر است.

برآورد میانگین‌های پسین نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی برای وزن تولد، میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، وزن شیرگیری و وزن شش

میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری- میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی تا ۰/۹۴ بین میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری- وزن شیرگیری متغیر بود.

برآوردهای روند ژنتیکی مستقیم و مادری صفات رشد با استفاده از مدل‌های چند صفتی استاندارد و مدل‌های معادلات ساختاری (مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی) در جدول ۷ ارائه شده است. تغییرات میانگین ارزش‌های اصلاحی مستقیم صفات رشد در شکل‌های ۳ تا ۷ ارائه شده است. روند ژنتیکی مستقیم وزن تولد تحت مدل‌های پنج صفتی استاندارد و مدل‌های یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۶ و ۲۳ گرم به ازای هر سال بدست آمدند که هر دو برآورد از لحاظ آماری معنی‌دار بودند ( $P < 0.01$ ). تفاوت روند ژنتیکی مستقیم وزن تولد در دو مدل چند متغیره استاندارد و مدل یک طرفه بر اساس توالی زمانی معنی‌دار بود ( $P < 0.01$ ). در یک تحقیق، Shrestha *et al.* (1996) روند ژنتیکی وزن تولد طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۷۱ را با استفاده از سه روش مختلف برآورد در نژاد کانادایی ۱۴، ۱۱ و ۲۴ گرم در سال برآورد کردند. بنابراین استفاده از روش‌های مختلف برای برآورد روند ژنتیکی صفات می‌تواند منجر به برآوردهای متفاوتی شود.

معنی‌دار بودند. میانگین‌های پسین همبستگی محیطی دائمی در بین تمامی صفات در هر دو مدل معنی‌دار بود (فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین، صفر را شامل نمی‌شد). تفاوت بین میانگین‌های پسین همبستگی‌ها در مدل‌های یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی و مدل‌های چند متغیره استاندارد را می‌توان به در نظر گرفتن روابط علی بین صفات در مدل‌های ساختاری (مدل‌های یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی) نسبت داد زیرا در مدل‌های چند متغیره استاندارد روابط علی در نظر گرفته نمی‌شود (Gianola and Sorenson, 2004).

میانگین‌های پسین همبستگی‌های فنوتیپی بین صفات در مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی مثبت و معنی‌دار (فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین صفر را شامل نمی‌شد) و از ۰/۳۶ بین وزن تولد- میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری تا ۰/۹۹ بین میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری- وزن شیرگیری متغیر بودند. تمامی میانگین‌های پسین همبستگی‌های فنوتیپی بین صفات در مدل استاندارد به استثنای میانگین‌های پسین همبستگی‌های فنوتیپی بین میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی معنی‌دار (فاصله ۹۹ درصد بیشترین چگالی احتمال پسین صفر را شامل نمی‌شد) و از ۰/۰۱ بین

جدول ۶- میانگین‌های پسین همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم، همبستگی‌های ژنتیکی مادری و همبستگی‌های فنوتیپی بین صفات رشد در گوسفند لری بختیاری

Table 6. Posterior means  $\pm$  posterior standard deviation of direct genetic correlations, maternal genetic correlations and phenotypic correlations between growth traits in Lori Bakhtiari sheep

Traits <sup>‡</sup>	Direct genetic correlation		Permanent correlation	environmental		Phenotypic correlation	
	Structural	Standard		Structural	Standard	Structural	Standard
BW-ADG1	0.55 $\pm$ 0.02**	0.1 $\pm$ 0.11 <sup>ns</sup>	0.60 $\pm$ 0.14**	0.35 $\pm$ 0.08**	0.46 $\pm$ 0.01**	0.20 $\pm$ 0.01**	
BW-WW	0.47 $\pm$ 0.02**	0.33 $\pm$ 0.11**	0.54 $\pm$ 0.16**	0.53 $\pm$ 0.07**	0.39 $\pm$ 0.01**	0.34 $\pm$ 0.01**	
BW-ADG2	0.47 $\pm$ 0.02**	0.08 $\pm$ 0.13 <sup>ns</sup>	-	-	0.36 $\pm$ 0.01**	0.05 $\pm$ 0.01**	
BW-6MW	0.49 $\pm$ 0.02**	0.27 $\pm$ 0.11*	0.54 $\pm$ 0.16**	0.51 $\pm$ 0.07**	0.40 $\pm$ 0.01**	0.26 $\pm$ 0.01**	
ADG1-WW	0.99 $\pm$ 0.00**	0.96 $\pm$ 0.01**	0.99 $\pm$ 0.00**	0.98 $\pm$ 0.01**	0.99 $\pm$ 0.00**	0.94 $\pm$ 0.00**	
ADG1-ADG2	0.91 $\pm$ 0.00**	0.17 $\pm$ 0.14 <sup>ns</sup>	-	-	0.86 $\pm$ 0.00**	0.01 $\pm$ 0.01 <sup>ns</sup>	
ADG1-6MW	0.97 $\pm$ 0.00**	0.78 $\pm$ 0.06**	0.99 $\pm$ 0.00**	0.98 $\pm$ 0.00**	0.96 $\pm$ 0.00**	0.63 $\pm$ 0.01**	
WW-ADG2	0.90 $\pm$ 0.01**	0.2 $\pm$ 0.14 <sup>ns</sup>	-	-	0.85 $\pm$ 0.00**	0.05 $\pm$ 0.01**	
WW-6MW	0.97 $\pm$ 0.00**	0.81 $\pm$ 0.05**	0.99 $\pm$ 0.00**	0.99 $\pm$ 0.00**	0.97 $\pm$ 0.00**	0.67 $\pm$ 0.01**	
ADG2-6MW	0.98 $\pm$ 0.00**	0.73 $\pm$ 0.07**	-	-	0.95 $\pm$ 0.00**	0.81 $\pm$ 0.01**	

<sup>‡</sup>BW: Birth weight; ADG1: Average daily gain from birth to weaning; WW: Weaning weight; ADG2: Average daily gain from weaning to six-month weight; 6MW: Six-month weight.

\*\* 99% HPD interval did not include zero; \* 95% HPD interval did not include zero; <sup>ns</sup> 95% HPD interval included zero.



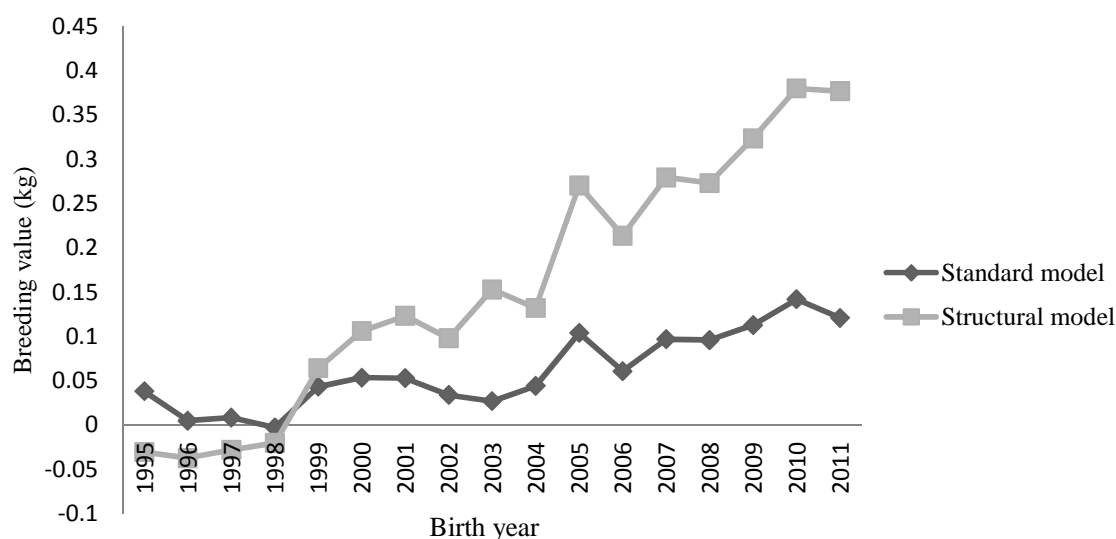


Fig. 3. Variations of means of breeding value for birth weight under multivariate standard and temporal recursive models in Lori Bakhtiari sheep

شکل ۳- تغییرات میانگین ارزش اصلاحی وزن تولد تحت مدل های چند صفتی استاندارد و یک طرفه بر اساس توالی زمانی در گوسفند لری بختیاری

سرگلزایی و ادريس (۱۳۸۳) ۰/۱۶ گرم در سال برآورد شد که از برآوردهای پژوهش حاضر پایین تر بود. روند ژنتیکی مستقیم وزن شیرگیری با استفاده از مدل های استاندارد و یک طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۶۹ و ۱۲۹ گرم به ازای هر سال بدست آمد که به لحاظ آماری معنی دار بود ( $P < 0.01$ ). تفاوت روند ژنتیکی وزن شیرگیری با استفاده از دو مدل مورد استفاده غیرمعنی دار بود. در یک تحقیق روی نژاد ریدا، روند ژنتیکی وزن ۹۱ روزگی طی سال های ۱۹۷۱ تا ۱۹۹۰ با استفاده از دو روش مختلف ۶۸ و ۱۲۷ گرم در سال برآورد شد که به ترتیب نزدیک به برآورد روند ژنتیکی حاصل از مدل های استاندارد و معادلات ساختاری در پژوهش حاضر بود (Shrestha *et al.*, 1996). همچنین Mokhtari and Rashidi (2010) روند ژنتیکی وزن شیرگیری را با استفاده از مدل های چند متغیره استاندارد ۱۲۵ گرم در سال برآورد کردند که نزدیک به برآورد پژوهش حاضر با استفاده از مدل های معادلات ساختاری بود. سرگلزایی و ادريس (۱۳۸۳) روند ژنتیکی وزن شیرگیری بره های لری بختیاری را ۲۱/۸ گرم در سال برآورد کردند که از برآوردهای پژوهش حاضر پایین تر بود.

در یک نمای کلی، روند ژنتیکی وزن تولد از ابتدا تا انتهای دوره مورد بررسی روند صعودی با شیب ملایم دارد که می تواند نشان دهنده انتخاب مناسب قوچ های با ارزش اصلاحی مناسب برای جایگزینی در گله ها باشد (شکل ۳). همچنین روند ژنتیکی وزن تولد بره های لری بختیاری به وسیله سرگلزایی و ادريس (۱۳۸۳) به میزان ۱۲/۷ گرم در سال برآورد شد که از برآورد مدل چند متغیره استاندارد در پژوهش حاضر بالاتر و از برآورد مدل ساختاری پایین تر بود. روند ژنتیکی مستقیم میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری با استفاده از مدل های پنج صفتی استاندارد و یک طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۷ و ۳ گرم به ازای هر سال بدست آمد که به لحاظ آماری معنی دار بودند ( $P < 0.01$ ). روند ژنتیکی میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری با استفاده از مدل های معادلات ساختاری به صورت معنی داری بالاتر از روند ژنتیکی حاصل از مدل های استاندارد بدست آمد. به صورت کلی روند ژنتیکی میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری در طول دوره مورد بررسی صعودی بود. روند ژنتیکی میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری بره های لری بختیاری به وسیله

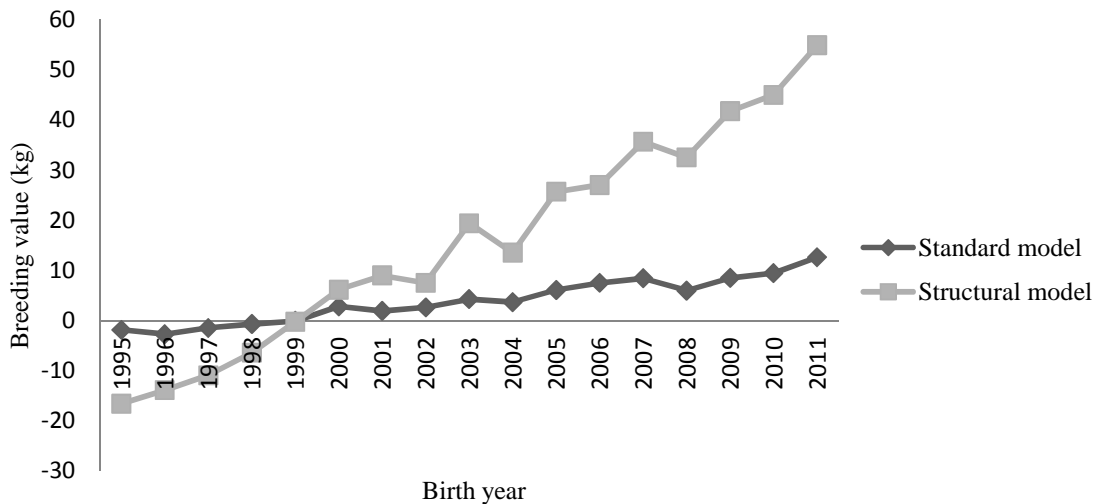


Fig. 4. Variations of means of breeding value for average daily gain from birth to weaning under multivariate standard and temporal recursive models in Lori Bakhtiari sheep

شکل ۴- تغییرات میانگین ارزش اصلاحی میانگین افزایش وزن روزانه از زمان تولد تا شیرگیری تحت مدل‌های چند صفتی استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در گوسفند لری بختیاری

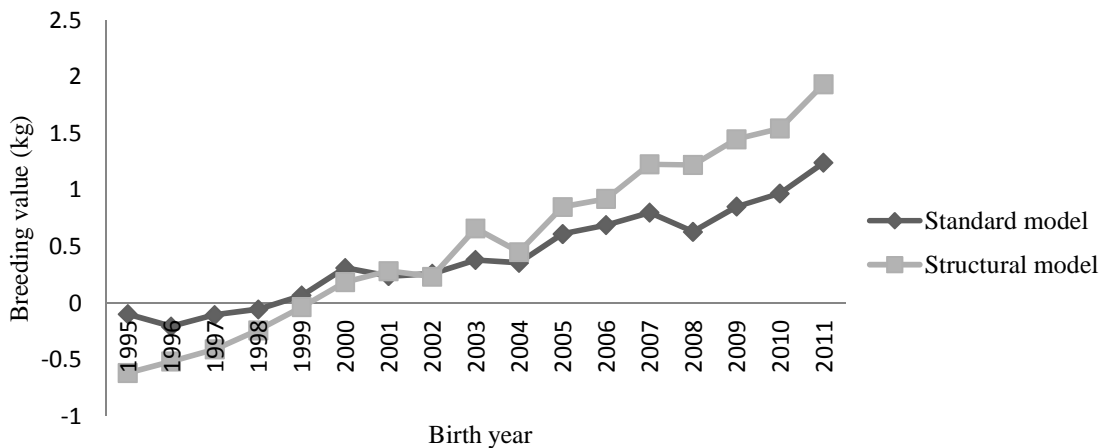


Fig. 5. Variations of means of breeding value for weaning weight under multivariate standard and temporal recursive models

شکل ۵- تغییرات میانگین ارزش اصلاحی وزن شیرگیری تحت مدل‌های چند صفتی استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در گوسفند لری بختیاری

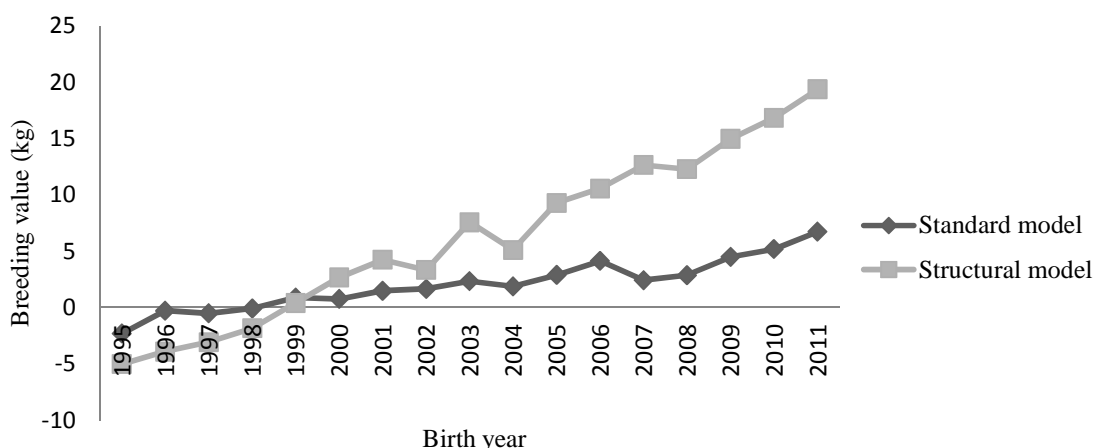


Fig. 6. Variations of means of breeding value for average daily gain from weaning to six-month weight under multivariate standard and temporal recursive models in Lori Bakhtiari sheep

شکل ۶- تغییرات میانگین ارزش اصلاحی میانگین افزایش وزن روزانه از زمان شیرگیری تا شش ماهگی تحت مدل‌های چند صفتی استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در گوسفند لری بختیاری

ادریس (۱۳۸۳) روند ژنتیکی وزن شش ماهگی بره‌های لری بختیاری را ۳۴/۶ گرم در سال برآورد کردند که از برآوردهای پژوهش حاضر پایین‌تر بود.

روند ژنتیکی مادری وزن تولد با استفاده از مدل‌های استاندارد و مدل‌های یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۲- و ۰/۷- گرم به ازای هر سال بدست آمد که به لحاظ آماری معنی‌دار نبودند ( $P > 0.05$ ). Mohammadi and Abdollahi-Arpanahi (2014) نیز روند ژنتیکی مادری وزن تولد در نژاد زندی را غیر معنی‌دار گزارش نمودند.

روند ژنتیکی مادری وزن شیرگیری با استفاده از مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۱/۱ و ۰/۷ گرم به ازای هر سال بدست آمد که به لحاظ آماری معنی‌دار بودند ( $P < 0.01$ ). تفاوت روند ژنتیکی مادری وزن شیرگیری با استفاده از دو مدل نیز به لحاظ آماری معنی‌دار بود.

#### نتیجه‌گیری کلی

اثر در نظر گرفتن روابط علی بین صفات رشد در گوسفند نژاد لری بختیاری بر اساس توالی زمانی بین این صفات بر پارامترها و روند ژنتیکی تمامی صفات مورد بررسی مثبت و معنی‌دار بود. تفاوت برآورد روند ژنتیکی مستقیم صفات مورد بررسی با استفاده از مدل‌های استاندارد و ساختاری

روند ژنتیکی مستقیم میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی با استفاده از مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۰/۴ و ۱/۲ گرم به ازای هر سال بدست آمد ( $P < 0.01$ ).

روند ژنتیکی میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی با استفاده از مدل‌های معادلات ساختاری به صورت معنی‌داری بالاتر از روند ژنتیکی حاصل از مدل‌های استاندارد بدست آمد که می‌تواند به دلیل تاثیرات ضریب ساختاری وزن شیرگیری بر میانگین افزایش روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی باشد که در مدل‌های معادلات ساختاری در نظر گرفته شد. روند ژنتیکی میانگین افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی بره‌های لری بختیاری ۰/۷- گرم در سال برآورد شد (سرگلزایی و ادریس، ۱۳۸۳) که از برآوردهای پژوهش حاضر پایین‌تر بود. روند ژنتیکی مستقیم وزن شش ماهگی با استفاده از مدل‌های استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی به ترتیب ۱۱۰ و ۱۸۷ گرم به ازای هر سال بدست آمد ( $P < 0.01$ ).

Shaht et al. (2004) روند ژنتیکی وزن شش ماهگی در نژاد رحمانی را ۱۳۵ گرم به ازای هر سال برآورد کردند که به ترتیب بالاتر و پایین‌تر از برآورد روند ژنتیکی وزن شش ماهگی در پژوهش حاضر با استفاده از مدل‌های استاندارد و مدل‌های معادلات ساختاری بود. همچنین سرگلزایی و

منظور برآورد روند ژنتیکی صفات رشد و ارزیابی ژنتیکی صحیح‌تر گوسفندان نژاد لری بختیاری ضروری است.

برای تمامی صفات بجز وزن شیرگیری معنی‌دار بود. با توجه به معنی‌دار بودن اثر ضرایب ساختاری صفات مختلف در پژوهش حاضر و لحاظ کردن این ضرایب در مدل یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی، استفاده از مدل‌های ساختاری به

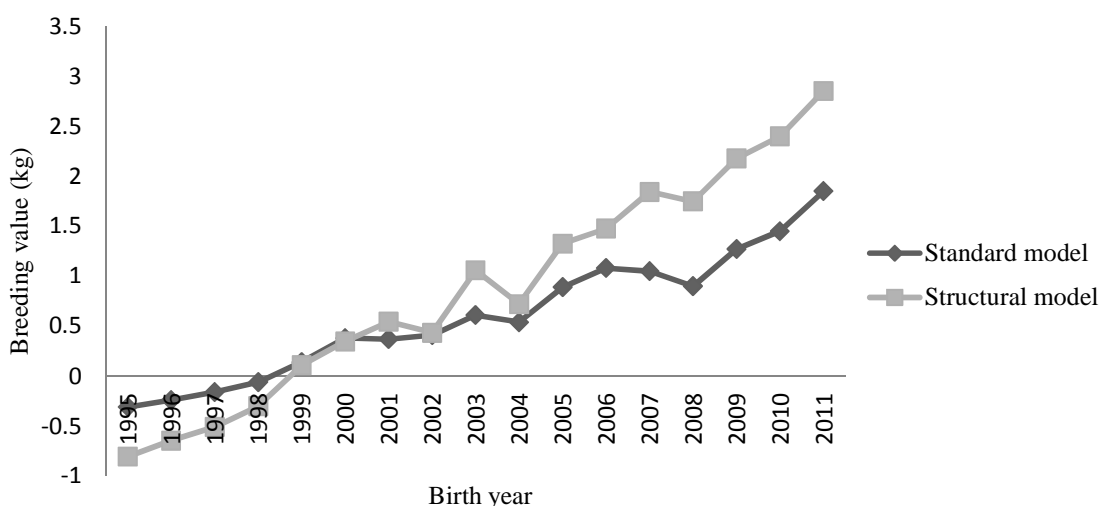


Fig. 7. Variations of means of breeding value for six-month weight under multivariate standard and temporal recursive models in Lori Bakhtiari sheep

شکل ۷- تغییرات میانگین ارزش اصلاحی وزن شش ماهگی تحت مدل‌های چند صفتی استاندارد و یک‌طرفه بر اساس توالی زمانی در گوسفند لری بختیاری

جدول ۷- روند ژنتیکی  $\pm$  خطای استاندارد صفات رشد گوسفند لری بختیاری با استفاده از مدل‌های چند متغیره استاندارد و معادلات ساختاری

Table 7. Genetic trend  $\pm$  standard error of growth traits of Lori Bakhtiari sheep using standard multivariate and structural equation models

Traits <sup>¥</sup>	Genetic trend			
	Direct		Maternal	
	Standard	Structural	Standard	Structural
BW(kg/y)	0.006 <sup>**</sup> $\pm$ 0.001	0.023 <sup>**</sup> $\pm$ 0.003	-0.0002 <sup>ns</sup> $\pm$ 0.0002	-0.0007 <sup>ns</sup> $\pm$ 0.0006
ADG1(g/y)	0.7 <sup>**</sup> $\pm$ 0.088	3 <sup>**</sup> $\pm$ 0.395	-	-
WW (Kg/y)	0.069 <sup>**</sup> $\pm$ 0.008	0.129 <sup>**</sup> $\pm$ 0.013	0.0011 <sup>*</sup> $\pm$ 0.0002	0.0007 <sup>*</sup> $\pm$ 0.0002
ADG2(g/y)	0.4 <sup>**</sup> $\pm$ 0.039	1.2 <sup>**</sup> $\pm$ 0.134	-	-
6MW (Kg/y)	0.11 <sup>**</sup> $\pm$ 0.01	0.187 <sup>**</sup> $\pm$ 0.019	-	-

<sup>¥</sup>BW: Birth weight; ADG1: Average daily gain from birth to weaning; WW: Weaning weight; ADG2: Average daily gain from weaning to six-month weight; 6MW: Six-month weight.

#### فهرست منابع

سرگلزایی م. و ادريس م. ع. ۱۳۸۳. تخمین روندهای فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی برخی از صفات مربوط به رشد در گوسفند بختیاری. علوم آب و خاک، ۸: ۱۳۴-۱۲۵.

عمو پشت مساری ح.، شادپرور ع.، غلامی نیا ع. ح. و هادی تواتری م. ح. ۱۳۹۴. برآورد مولفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد پیش از شیرگیری در گوسفندان نژاد شال. پژوهش‌های علوم دامی، ۲۵: ۴۲-۳۳.

- Abbasi M. A., Abdollahi-Arpanahi R., Maghsoudi A., Vaez Torshizi A. and Nejati-Javaremi A. 2012. Evaluation of models for estimation of genetic parameters and maternal effects for early growth traits of Iranian Baluchi sheep. *Small Ruminant Research*, 104: 62-69.
- Bahreini Behzadi M. R., Shahroudi F. E. and Van Vleck L. D. 2007. Estimation of genetic parameters for growth traits in Kermani sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 124: 296-301.
- Boujenane I., Chikhi A., Ibelbachyr M. and Mouh F. Z. 2015. Estimation of genetic parameters and maternal effects for body weight at different ages in D'man sheep. *Small Ruminant Research*, 130: 27-35.
- Boujenane I. and Diallo I. T. 2017. Estimation of genetic parameters and genetic trends for pre-weaning growth traits in Sardi sheep. *Small Ruminant Research*, 146: 61-68.
- Bouwman A. C., Valente B. D., Janss L. L. G., Bovenhuis H. and Rosa G. J. M. 2014. Exploring causal networks of bovine milk fatty acids in a multivariate mixed model context. *Genetic Selection Evolution*, 46, 2.
- Gayawan E. and Ipinyomi R. A. 2009. A comparison of Akaike, Schwarz and R square criteria for model selection using some fertility models. *Australian Journal of Basic and Applied Science*, 3: 3524-3530.
- Gianola D. and Sorensen D. 2004. Quantitative genetic models for describing simultaneous and recursive relationships between phenotypes. *Genetics*, 167: 1407-1424.
- Hanford K. J., Van Vleck L. D. and Snowden G. D. 2005. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of Rambouillet sheep. *Small Ruminant Research*, 57: 175-186.
- Jafaroghli M., Rashidi R., Mokhtari M. S. and Shadparvar A. A. 2010. (Co)variances components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. *Small Ruminant Research*, 91: 170-177.
- Konig S., Wu X. L., Gianola D., Heringstad B. and Simianer H. 2008. Exploration of relationships between claw disorders and milk yield in Holstein cows via recursive linear and threshold models. *Journal of Dairy Science*, 91: 395-406.
- Kosgey I. S., Baker R. L., Udo H. M. J. and Van Arendonk J. A. M. 2006. Success and failures of small ruminant breeding programmes in the tropics: a review. *Small Ruminant Research*, 61: 13-28.
- Lopez de Maturana E., Legarra A., Varona L. and Ugarte E. 2007. Analysis of fertility and dystocia in Holsteins using recursive models to handle censored and categorical data. *Journal of Dairy Science*, 90: 2012-2024.
- Misztal I., Tsuruta S., Strabel T., Auvray B., Druet T. and Lee D. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). Proceedings of the 7<sup>th</sup> World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Montpellier, France.
- Mohammadi K. and Abdollahi-Arpanahi R. 2014. Genetic, phenotypic and environmental trends for growth and reproductive traits in Zandi sheep. *Global Journal of Animal Scientific Research*, 3: 311-320.
- Mokhtari M. S. and Rashidi A. 2010. Genetic trends estimation for body weights of Kermani sheep at different ages using multivariate animal models. *Small Ruminant Research*, 88: 23-26.
- Rosa G. J. M., Valente B. D., de los Campos G., Wu X. L., Gianola D. and Silva M. A. 2011. Inferring causal phenotype networks using structural equation models. *Genetics Selection Evolution*, 43: 6.
- SAS Institute. 2003. SAS User's guide, Version 9.1. SAS Institute, Inc. Cary, NC.
- Shaat I., Galal S. and Mansour H. 2004. Genetic trends for lamb weights in flocks of Egyptian Rahmani and Ossimi sheep. *Small Ruminant Research*, 51: 23-28.
- Shrestha J. N. B., Peters H. F., Heaney D. P. and Van Vleck L. D. 1996. Genetic trends over 20 years of selection in the three synthetic Arcoots, Suffolk and Finnish Landrace sheep breeds. 1. Early growth traits. *Canadian Journal of Animal Science*, 79: 23-34.
- Valente B. D., Rosa G. J. M., de los Campos G., Gianola D. and Silva M. A. 2010. Searching for recursive causal structures in multivariate quantitative genetics mixed models. *Genetics*, 185: 633-644.
- Wu X-L., Heringstad B. and Gianola D. 2010. Bayesian structural equation models for inferring relationships between phenotypes: a review of methodology, identifiability, and applications. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 127: 3-15.



## Estimation of genetic parameters and genetic trends for growth traits in Lori Bakhtiari sheep using structural equation models

H. Amou Posht-e Masari<sup>1\*</sup>, S. H. Hafezian<sup>2</sup>, R. Abdollahi-Arpanahi<sup>3</sup>, M. Sattaei Mokhtari<sup>4</sup>, Gh. Rahimi Mianji<sup>5</sup>

1. Ph.D student of Genetic and Animal Breeding, Department of Animal Science, Faculty of Animal Science and Fisheries, Sari Agricultural Science and Natural Resources University, Sari, Iran
2. Associate Professor of Animal Science Department, Faculty of Animal Science and Fisheries, Sari Agricultural Science and Natural Resources University, Sari, Iran
3. Assistant Professor of Animal and Poultry Science Department, Abureyhan Campus, University of Tehran, Pakdasht, Iran
4. Assistant Professor of Animal Science Department, Faculty of Agriculture, University of Jiroft, Jiroft, Iran
5. Professor of Animal Science Department, Faculty of Animal Science and Fisheries, Sari Agricultural Science and Natural Resources University, Sari, Iran

(Received: 29-01-2018 – Accepted: 15-04-2018)

### Abstract

In order to estimate genetic parameters and genetic trends of growth traits in Lori Bakhtiari sheep using structural equation models and standard multivariate models, pedigree and phenotypic data which were collected from 1994 to 2011 in Lori Bakhtiari sheep breeding station were used. The studied growth traits included birth weight (BW), average daily gain from birth to weaning (ADG1), weaning weight (WW), average daily gain from weaning to six-month weight (ADG2) and six-month weight (6MW). Three different models including standard multivariate model (SMM), multivariate temporal recursive model (TRM) and multivariate fully recursive model (FRM) were considered. Based on DIC values, TRM had the highest plausibility. Under TRM, structural coefficients between BW-ADG1, ADG1-WW, WW-ADG2 and ADG2-6MW were estimated to be 9.343, 0.03, 10.632 and 0.14, respectively. Direct heritability estimates for mentioned traits were 0.32-0.29, 0.2-0.22, 0.17-0.18, 0.11-0.11 and 0.16-0.16, respectively. The estimated values for genetic trends under SMM and TRM were 6-23, 0.7-3, 69-129, 0.4-1.2 and 110-187 grams per year for BW, ADG1, WW, ADG2 and 6MW, respectively. The results of genetic analyses of growth traits indicated the necessity of considering causal relationships between the studied traits for developing efficient breeding program in Lori Bakhtiari sheep.

**Keywords:** Genetic trend, Growth traits, Lori-Bakhtiari sheep, Structural equation models

\*Corresponding author: hesam\_amou@yahoo.com