Archive of SID

پژوهش‌های علوم دامی
Animal Science Researches

نشریه پژوهش‌های علوم دامی/ جلد ۲۸ شماره ۲/ سال۱۳۹۷/ صفحات ۱۲۷ تا ۱۴۱

تجزیه و تحلیل ژنتیکی تولید شیر با دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی در گوسفند کردی شیروان

فاطمه کاظمی برزل آباد[۱]، سعید حسنی [۲*]، فیروز صمدی [۳]، مجتبی آهنی آذری [۳] و داوود علی ساقی[۴]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۸/۹

[۱] دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه ژنتیک و اصلاح و فیزیولوژی دام و طیور دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
[۲] استاد گروه ژنتیک و اصلاح و فیزیولوژی دام و طیور دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
[۳] دانشیار گروه ژنتیک و اصلاح و فیزیولوژی دام و طیور دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
[۴] استادیار گروه علوم دامی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی
* مسئول مکاتبه: Email: hasani@gau.ac.ir

چکیده

زمینه مطالعاتی: زنده‌مانی بره و به دنبال آن افزایش وزن تولد تا زمان از شیرگیری تحت تأثیر تولید شیر میش می-باشد. تعیین مقدار تولید شیر میش‌ها اطلاعاتی را در مورد بهبود مدیریت مناسب و استراتژیهای تغذیه‌ای برای میش‌ها و بره‌ها در اختیار قرار می‌دهد. **هدف**: این تحقیق با هدف تجزیه و تحلیل ژنتیکی رکوردهای روزآزمون تولید شیر در گوسفند کردی شیروان انجام شد. **روش کار**: داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل ۱۱۲۴ رکورد روزآزمون تولید شیر حاصل از ۲۵۰ رأس میش ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کردی شیروان بود که از اردیبهشت تا مرداد ماه سال ۱۳۹۱ جمع آوری شده بودند. این رکوردها با مدل‌های تابعیت ثابت و تصادفی با استفاده از نرم افزار Wombat مورد تجزیه و تحلیل ژنتیکی قرار گرفتند. **نتایج**: میانگین تولید شیر روزانه میش‌های این گله ۰/۳۸۰ کیلوگرم برآورد شد. میانگین وراثت‌پذیری تولید شیر با مدل های تابعیت ثابت و تصادفی به ترتیب ۰/۰۴ و ۰/۰۷ برآورد شد. در مدل تابعیت تصادفی حداکثر میزان وراثت‌پذیری مربوط به روز ۱۴ (۰/۱۸) و حداقل میزان آن مربوط به روز ۸۴ (۰/۰۰۶) بود. وراثت‌پذیری تولید شیر در نیمه اول بالاتر از نیمه دوم شیردهی بود. همبستگی ژنتیکی بین تولید شیر روزهای شیردهی در دامنه ۰/۹۴۲- تا ۰/۹۹۹ بود. همبستگی محیط دائمی بین روزهای شیردهی در دامنه ۰/۴۰۹- تا ۰/۹۹۹ بود. همبستگی های ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی این صفت در روزهای شیردهی مجاور بیش از روزهای دور از هم بود. **نتیجه‌گیری نهایی**: با توجه به وراثت‌پذیری پایین صفت تولید شیر، بهبود شرایط محیطی پرورش، سبب افزایش عملکرد تولید شیر حیوانات در سطح گله خواهد شد.

واژگان کلیدی: تابعیت تصادفی، تولید شیر، گوسفند، مدل روزآزمون

مقدمه

همراه با افزایش جمعیت کشورها تقاضا برای سطوح بالاتری از تولید شیر به عنوان یک ماده مغذی ضروری بیشتر می‌شود. شیر میش بر روی افزایش وزن از شیرگیری، زنده‌مانی و رشد بره مؤثر می‌باشد (نظامی-دوست و همکاران ۲۰۱۳). در ایران به علت اینکه هدف اصلی پرورش گوسفند تولید گوشت می‌باشد و نیز به علت رونق صنعت گاو شیری توجه کمتری به صنعت تولید شیر گوسفند شده است. این در حالی است که طبق آمار سازمان خوار بار جهانی (۲۰۰۹) کشور ایران ۵ درصد کل گوسفندان جهان (۵۳۸۰۰۰۰۰ رأس) و

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین ۶/۲ درصد کل تولید شیر جهان (۵۷۷۰۳۰ تن شیر در سال) را به خود اختصاص داده است (حاجی حسینلو و همکاران ۲۰۱۲).

تولید شیر در نژادهای ایرانی نسبت به نژادهای خارجی کمتر است. بر اساس بررسی‌های انجام شده در نژادهایی همچون قزل، ماکوئی، شال، زندی و ترکی قشقایی میزان تولید شیر روزانه از ۱۲۰ گرم (ترکی قشقایی) تا ۶۰۰ گرم (قزل) متغیر بود (ایلامی ۲۰۰۸، حاجی حسینلو و همکاران ۲۰۱۲، نظامی‌دوست و همکاران ۲۰۱۳)، در حالی که این میزان در نژادهای خارجی همچون کارادای به ۱۲۲۳ گرم در روز می‌رسد (باکر و همکاران ۲۰۰۹).

ارزیابی ژنتیکی صفات تولید شیر در گوسفند شیری مانند گاو شیری می‌تواند بر پایه مدل شیردهی شامل کل تولید شیر یا تولید شیر استاندارد شده بر اساس طول دوره شیردهی (رحمان احمد ۲۰۱۰) و یا بر اساس رکوردهای روزآزمون (هرستیک و همکاران ۲۰۰۱، کمپریج و همکاران ۲۰۰۹، کارلوس ۲۰۱۴) انجام شود. طول دوره شیردهی گوسفند کوتاه‌تر از گاو می‌باشد و در نژادهای مختلف، متفاوت گزارش شده است. در سال‌های اخیر توجه به استفاده از رکوردهای روز آزمون به جای مجموع تولید شیر در یک دوره بیشتر شده است (گرسیو و همکاران ۲۰۰۷). برای آنالیز رکوردهای روز آزمون می‌توان از دو مدل تابعیت ثابت و تصادفی استفاده نمود. در مدل تابعیت ثابت فرض می‌شود که برای هر حیوان، همبستگی ژنتیکی بین کلیه جفت رکوردهای روزآزمون در یک دوره شیردهی برابر با یک بوده، واریانس همه رکوردها مساوی است و همبستگی محیطی بین کلیه جفت رکوردها نیز برابر می‌باشد. معمولاً برای در نظر گرفتن عوامل محیطی که تأثیرات دائمی بر داده‌های روزآزمون در هر دوره شیردهی دارند، اثرات محیط دائمی نیز در مدل منظور می‌شوند (رفیعی و همکاران ۲۰۰۷). از مزیت‌های مدل تابعیت تصادفی برای آنالیز رکوردهای روزآزمون می‌توان به در نظر گرفتن منحنی شیردهی برای هر حیوان تا منظور نمودن تفاوت‌های ژنتیکی بین حیوانات به کمک توابعی در مدل به صورت انحرافات از منحنی‌های شیردهی ثابت اشاره نمود (رفیعی و همکاران ۲۰۰۷، سید دخت و همکاران ۲۰۱۲). بر اساس نتایج منندز-بوکسوآدرا و همکاران (۲۰۱۰) استفاده از مدل رگرسیون تصادفی برای آنالیز رکوردهای شیر روز آزمون بزهای اسپانیا نسبت به روش های دیگر مانند مدل تکرارپذیری روزآزمون مناسب تر بود. بر طبق تحقیق انجام شده توسط واسکوئز پلائز و همکاران (۲۰۱۴) در گوسفندان مکزیک، مدل رگرسیون تصادفی با چندجمله ای لژاندر درجه ۳ به عنوان بهترین مدل برای برازش منحنی‌های شیردهی سه نژاد بومی این کشور انتخاب شد.

وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفت تولید شیر با مدل تابعیت ثابت در نژادهای مختلف گوسفند توسط سایر محقیقین بین ۰/۰۵ تا ۰/۱۷ بود (هرستیک و همکاران ۲۰۰۱، همان و همکاران ۲۰۰۴، وسکو و همکاران ۲۰۰۷). کومیناکیس و همکاران (۲۰۰۱) وراثت‌پذیری تولید شیر را با استفاده از مدل تابعیت تصادفی در گوسفند اسفاکیا در سه دوره شیردهی به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۱۹ و ۰/۰۹ گزارش کردند. هرستیک و همکاران (۲۰۰۲) وراثت پذیری تولید شیر را در گوسفند فریزین شرقی در دامنه ۰/۷- ۰/۰۳، وسکو و همکاران (۲۰۰۷) در نژاد چوراداتراکیونت ۰/۳ در اوج تولید شیر و کمپریج و همکاران (۲۰۱۳) روی گوسفندان اسلوانی در دامنه ۰/۰۸ تا ۰/۱۶ گزارش کردند. بویر و همکاران (۲۰۱۲) بیان نمودند که تنوع کافی و وراثت پذیری ۰/۲۸ برای تولید شیر چشم‌انداز مناسبی برای کارهای اصلاحی در گوسفندان شیری جمهوری چک می‌باشد.

در ایران یکی از منابع درآمد گوسفندداران تولید شیر یا محصولات تولیدی از شیر گوسفند می‌باشد. به عبارت دیگر، تولید شیر از دو دیدگاه در گوسفند مورد توجه است، اول تولید شیر برای بقاء و رشد بره؛ و دوم برای تغذیه انسانی که به ویژه در مناطق روستایی و عشایری حائز اهمیت فراوان می‌باشد (ولی زاده ۲۰۱۱). در حقیقت گوسفند نقش اقتصادی مهمی در پرورش دام‌های کوچک در ایران داشته و از قدیم نقش این حیوان در زندگی عشایری و روستایی بارزتر بوده است (خضری و نیکخواه ۲۰۱۱). به همین منظور تجزیه

www.SID.ir

Archive of SID

و تحلیل ژنتیکی رکوردهای روز آزمون تولید شیر میش‌های کردی ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد حسین آباد شیروان با دو مدل روز آزمون تابعیت ثابت و تصادفی انجام شد.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش مقدار تولید شیر ۲۵۰ رأس میش نژاد کردی ایستگاه پرورش و اصلاح‌نژاد حسین‌آباد واقع در شهرستان شیروان، استان خراسان شمالی، رکوردگیری گردید.

رکوردگیری تولید شیر به روش شیردوشی دستی توأم با وزن‌کشی بره (هادی تواتری و همکاران ۲۰۰۸) هر ۱۴ روز و از اردیبهشت تا مرداد ماه سال ۱۳۹۱ انجام شد. بره‌ها ۱۲ ساعت قبل از مادرشان جدا و سپس میش‌ها با دست دوشیده شدند و شیر آن‌ها وزن شده و آنگاه پس از وزن کردن بره‌ها به آن‌ها اجازه مکیدن داده شد و دوباره توزین شدند. اختلاف اوزان بره‌ها محاسبه شد و با مقدار شیر بدست آمده از طریق دوشش با دست جمع گردید تا مقدار تولید شیر روزانه بدست آمد. در این مطالعه از ۱۱۲۴ رکورد روزآزمون تولید شیر میش‌های این گله استفاده گردید. رکوردهای مزبور مربوط به شکم‌های اول تا ششم زایش میش‌ها بودند. داده‌های مزبور پس از چندین مرحله ویرایش بر روی داده‌های خام توسط نرم افزار بانک اطلاعاتی فاکس پرو (MS-DOS(R) Version 2.6) به دست آمد.

در تحقیق حاضر به منظور تجزیه و تحلیل ژنتیکی تولید شیر از مدل روز آزمون با تابعیت ثابت و تصادفی استفاده شد. مدل دام با تابعیت ثابت مورد استفاده در این تحقیق به صورت زیر بود:

$$y_{ij} = \mu + F + \sum_{m=0}^{kb-1} \beta_m \phi_m(t_i) + \alpha_{jm} + \gamma_{jm} + E_{ij}$$

[۱]

که در این مدل:

y_{ij}: میزان تولید شیر میش‌ام در روز iام، μ: میانگین کل تولید شیر روزانه، F: اثرات ثابت شامل تعداد بره‌ها در هر زایش، شکم زایش و ماه رکوردگیری، β_m: ضریب رگرسیون برای مدل‌سازی میانگین منحنی شیردهی، $\phi_m(t_i)$: m امین چند جمله‌ای لژاندر بر مبنای روز شیردهی(t_i)، α_{jm} و γ_{jm} :به ترتیب اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی میش می‌باشند، kb: درجه چند جمله‌ای مورد استفاده برای اثرات میانگین منحنی شیردهی و E_{ij}: خطای تصادفی مرتبط به i امین روز شیردهی در j امین میش بود.

همچنین مدل دام با تابعیت تصادفی به صورت زیر بود:

$$y_{ij} = \mu + F + \sum_{m=0}^{kb-1} \beta_m \phi_m(t_i) + \sum_{m=0}^{ka-1} \alpha_{jm} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^{km-1} \gamma_{jm} \phi_m(t_{ij}) + E_{ij}$$

[۲]

در این مدل:

y_{ij}:میزان تولید شیر میش‌ام در روز i ام، μ: میانگین کل تولید شیر روزانه، F: شامل اثرات ثابت تعداد بره‌ها در هر زایش، شکم زایش و ماه رکوردگیری، β_m: ضریب رگرسیون برای مدل‌سازی میانگین منحنی شیردهی، $\phi_m(t_i)$: mامین چند جمله‌ای لژاندر بر مبنای روز شیردهی (t_i)، $\phi_m(t_{ij})$: تابع رگرسیون توصیف کننده منحنی‌های هرمیش (j) بر مبنای روز شیردهی (t_i) برای اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی میش، α_{jm} و γ_{jm}: به ترتیب ضرایب رگرسیون تصادفی ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی میش می‌باشند، k_b، k_a و k_m: به ترتیب درجه چند جمله‌ای‌های مورد استفاده برای اثرات میانگین منحنی شیردهی، ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی است و E_{ij}: خطای تصادفی مرتبط با i امین روز شیردهی در j امین میش می‌باشد.

در مدل تابعیت تصادفی، واریانس باقیمانده به صورت همگن در طول دوره شیردهی در نظر گرفته شد. معنی-داری اثر عوامل محیطی توسط رویه GLM نرم-افزارآماری SAS (۲۰۰۱)، بررسی شد. به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی میزان تولید شیر از نرم‌افزار Wombat (میر ۲۰۰۶) استفاده گردید.

نتایج و بحث

در جدول ۱ برخی آماره‌های توصیفی رکوردهای مورد استفاده ارائه شده است. در این پژوهش میانگین تولید شیر ۰/۳۸۰ و انحراف معیار ۰/۱۴ کیلوگرم بود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۱- برخی آماره‌های توصیفی رکوردهای روزآزمون میزان تولید شیر

Table 1- Some descriptive statistics of milk yield test day records

روز آزمون Test day	تعداد رکوردها Number of records	تولید شیر (کیلوگرم/روز) Milk yield (kg/day)		حداقل Minimum	حداکثر Maximum
		میانگین Mean	انحراف معیار Standard deviation		
1	252	0.426	0.16	0.04	1.06
2	249	0.370	0.13	0.04	0.806
3	237	0.363	0.14	0.07	0.800
4	187	0.358	0.13	0.03	0.675
5	134	0.350	0.12	0.06	0.745
6	65	0.348	0.16	0.05	0.675
کل/Total	1124	0.380	0.14	0.04	0.793

روز آزمون Test day	تعداد رکوردها Number of records	تولید شیر (کیلوگرم/روز) Milk yield (kg/day)		حداقل Minimum	حداکثر Maximum
		انحراف معیار Standard deviation	میانگین Mean		
1	252	0.16	0.426	0.04	1.06
2	249	0.13	0.370	0.04	0.806
3	237	0.14	0.363	0.07	0.800
4	187	0.13	0.358	0.03	0.675
5	134	0.12	0.350	0.06	0.745
6	65	0.16	0.348	0.05	0.675
کل/Total	1124	0.14	0.380	0.04	0.793

جدول۲- میزان تولید شیر روزانه در نژادهای مختلف

Table 2- Milk yield in various sheep breeds

منبع Reference	نژاد breed	میزان تولید شیر (گرم /روز) MY (gr/day)	روش شیردوشی Milking method
زارع شحنه و همکاران (۱۳۸۴) Zare-Shahneh et al. (2005)	شال Shall	673.88	دستی Hand milking
	زندی Zandi	319.32	توأم با وزن کشی بره suckling-and-milking
ایلامی (۱۳۸۶) Eilami (2008)	ترکی قشقایی Torky Ghashghaii	393.00	"
هادی تواتری و همکاران (۱۳۸۶) Hadi Tavatori et al. (2008)	شال Shall	844.24	"
حاجی‌حسینلو و همکاران (۱۳۹۱) Hajihossinlo et al. (2012)	قزل Ghezel	673.88	ماشین شیردوشی Milking machine
	قزل آرخارمرینوس Ghezel×Arkharmerino	319.32	
	مغانی آرخارمرینوس Moghani×Arkharmerino	381.81	
نظامی‌دوست و همکاران (۲۰۱۳) Nezamidoust et al. (2013)	ماکوئی Makui	589.95	اکسی‌توسین Hand milking with oxytocin
		291.27	دستی Hand milking
باکر و همکاران (۲۰۰۹) Baker et al. (2009)	کارادی Karadi	1223.32	توأم با وزن کشی بره suckling-and-milking

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود میزان تولید شیر در نوبت روز آزمون اول حداکثر است و بیانگر این موضوع می‌باشد که اوج تولید شیر در میش‌های کردی شیروان در دو هفته اول شیردهی می‌باشد. در جدول ۲ میزان تولید شیر در نژادهای مختلف و به روش‌های متفاوت شیردوشی ارائه شده است. میزان تولید شیر روزانه در نژاد کردی از نژادهای قزل، شال و ماکوئی کمتر و از نژادهای زندی، آمیخته‌های قزل – آرخامرینوس بیشتر است و از میزان تولید شیر نژاد کارادی که یک نژاد خارجی است، کمتر می‌باشد (باکر و همکاران ۲۰۰۹). تفاوت در نتایج را می‌توان در تفاوت بین نژادها و شرایط محیطی تأثیرگذار بر روی تولید شیر دانست. البته یکی از دلایل کم بودن میزان تولید شیر نژادهای ایرانی نسبت به خارجی شاید به این دلیل می‌باشد که در ایران پرورش گوسفند بیشتر به منظور تولید گوشت می‌باشد و تولید شیر در درجه دوم اهمیت قرار دارد و انتخاب‌ها بیشتر بر این اساس صورت می‌گیرد.

مدل تابعیت ثابت

برآورد اجزای واریانس، وراثت‌پذیری و تکرارپذیری تولید شیر روزانه در مدل تابعیت ثابت در جدول ۳ ارائه شده است. پایین بودن میزان وراثت‌پذیری به دلیل بالا بودن واریانس باقیمانده و کم بودن واریانس ژنتیکی صفت تحت بررسی است و نشان می‌دهد که تنوع محیطی سهم عمده‌ای از تنوع فنوتیپی صفت تولید شیر روزآزمون را تشکیل می‌دهد. وراثت‌پذیری برآورد شده برای صفت تولید شیر در تحقیق حاضر از میزان وراثت‌پذیری برآورد شده توسط سایر محققین (۰/۰۵ تا ۰/۱۷) کمتر بود (هرستیک و همکاران ۲۰۰۱، همان و همکاران ۲۰۰۴، وسکو و همکاران ۲۰۰۷). میزان تکرارپذیری در تحقیق حاضر ۰/۵۵ برآورد گردید که از نتایج همان و همکاران، (۲۰۰۴) در میش فریزین شرقی (۰/۳۰) بیشتر است.

تفاوت در نتایج را می‌توان علاوه بر تفاوت‌های نژادی به تغییرات محیطی گسترده در تولید شیر شامل روش پرورش، سیستم‌های مختلف تغذیه، نگهداری و سایر عوامل محیطی مؤثر بر عملکرد میش‌ها مربوط دانست.

جدول۳- نتایج حاصل از آنالیز مدل تابعیت ثابت

Table 3-Results of fixed regression model analysis

مدل model	$(\sigma^2_a)^1$ واریانس ژنتیکی افزایشی	$(\sigma^2_{pe})^2$ واریانس محیط دائمی	$(\sigma^2_e)^3$ واریانس باقیمانده	$(\sigma^2_p)^4$ واریانس فنوتیپی	$(h^2)^5$ وراثت‌پذیری	$(SE_h^2)^6$ خطای استاندارد وراثت‌پذیری	$(R)^7$ تکرارپذیری
تابعیت ثابت Fixed regression	993.050	11245.837	9879.456	22028.343	0.045	0.092	0.555

[1]Additive genetic variance
[2]Permanent environmental variance
[3]Residual variance
[4]Phenotypic variance
[5]Heritability
[6]Heritability standard error
[7]Repeatability

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- مقایسه مدل‌های مختلف برای صفت تولید شیر

Table 4- Comparison of different models for Milk yield

مدل Model (LP)[1]	(Np)[5] تعداد پارامترها	درجه برازش Order of fit			(AIC)[6] معیار اطلاعاتی آکائیک
		(k_c)[4] محیطی دائم	(k_a)[3] ژنتیکی افزایشی	(F)[2] ثابت	
1	7	2	2	2	10809.79
2	**10**	**3**	**2**	**2**	**10793.48**
3	10	2	3	2	10799.42
4	13	3	3	2	11868.58
5	7	2	2	3	11804.06
6	10	3	2	3	10794.46
7	10	2	3	3	10808.95
8	13	3	3	3	10797.35

1- Legendre polynomials
2-Fix effect
3- additive genetic effect
4-permanent environmental effect
5-number of parameters
6-Akaike's information criterion

(AIC)[6] معیار اطلاعاتی آکائیک	(Np)[5] تعداد پارامترها	درجه برازش Order of fit			مدل Model (LP)[1]
		(k_c)[4] محیطی دائم	(k_a)[3] ژنتیکی افزایشی	(F)[2] ثابت	
10809.79	7	2	2	2	1
10793.48	10	3	2	2	2
10799.42	10	2	3	2	3
11868.58	13	3	3	2	4
11804.06	7	2	2	3	5
10794.46	10	3	2	3	6
10808.95	10	2	3	3	7
10797.35	13	3	3	3	8

1- Legendre polynomials
2-Fix effect
3- Additive genetic effect
4-Permanent environmental effect
5-Number of parameters
6-Akaike's information criterion

مدل تابعیت تصادفی

انتخاب بهترین مدل

معیار اطلاعاتی آکائیک معیاری برای سنجش نیکویی برازش است. با توجه به داده‌ها، چند مدل مختلف ممکن است با در نظر گرفتن مقدار AIC رتبه بندی شوند و در این صورت مدل دارای کمترین AIC بهترین خواهد بود (آکائیک ۱۹۷۴).

در جدول ۴ برای مدل‌های روز آزمون با تابعیت تصادفی با توجه به شاخص AIC می‌توان گفت مدل ۲ با درجه برازش ۲ برای اثر ژنتیکی افزایشی و ۳ برای اثر محیط دائمی برای صفت تولید شیر از دقت بیشتری برخوردار بود و به عنوان بهترین مدل انتخاب شد.

نتایج حاصل از مدل تابعیت تصادفی (شکل ۱) نشان داد که میزان واریانس ژنتیکی افزایشی برای صفت تولید شیر در دو انتهای دوره شیردهی بالا بوده و میزان این

www.SID.ir

Archive of SID

پارامتر در روز پنجم ۵۲۵۰/۰۶ (مجذور گرم) بود که بیشترین مقدار را نشان داد و تا اوایل ماه چهارم کاهش یافت (۸۹/۴۸ مجذور گرم) و سپس تا آخر دوره شیردهی روند افزایشی (۲۰۴۲/۱۳ مجذورگرم) داشت. واریانس ژنتیکی افزایشی در نیمه اول بیشتر از واریانس ژنتیکی افزایشی نیمه دوم شیردهی بود که نشان دهنده این واقعیت است که میش‌ها در نیمه اول شیردهی برای صفت مزبور دارای تنوع ژنتیکی بیشتری هستند. این نتیجه با نتایج برخی محققین مطابقت داشت (کومیناکیس و همکاران ۲۰۰۱، وسکو و همکاران ۲۰۰۷ و بانوس و همکاران ۲۰۰۵). میزان واریانس محیط دائمی برای صفت تولید شیر به طرف انتهای دوره شیردهی افزایش یافت به طوری که حداقل میزان این پارامتر در اوایل دوره شیردهی (۷۱۴۹/۹۲ مجذورگرم) بود و در اواخر دوره شیردهی به حداکثر میزان خود (۶۶۷۲۳/۱ مجذور گرم) رسید. وسکو و همکاران (۲۰۰۷) با بررسی روی گوسفندان چوراداتراکیونت اسلوانی روند کاهشی را از ابتدا تا انتهای دوره شیردهی برای واریانس محیط دائمی مشاهده کردند که با نتایج تحقیق حاضر مغایرت داشت.

کومیناکیس و همکاران (۲۰۰۱) با بررسی گوسفندان نژاد اسفاکیا روند افزایشی واریانس محیطی را در شکم دوم مشاهده کردند اما در شکم‌های اول و سوم واریانس محیطی در طول دوره شیردهی کاهش می‌یافت. نتایج حاصل از آنالیز داده‌های شکم اول در آن تحقیق با نتایج تحقیق حاضر منطبق می‌باشد.

مدد و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی واریانس محیط دائمی در گاومیش‌های ایرانی حداقل میزان این واریانس را در روز ۱۲۰ شیردهی (۰/۰۴ مجذورکیلوگرم) و حداکثر را در اواخر دوره شیردهی، روزهای ۲۴۰-۲۱۰ (۰/۵۶ مجذورکیلوگرم) مشاهده کردند.

عبدالله پور و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی روی گاوهای هلشتاین ایرانی روند صعودی برای واریانس محیط دائمی در طول دوره شیردهی گزارش کردند.

در مطالعه‌ای که ناصرخیل و همکاران (۲۰۱۶) روی گاوهای هلشتاین ایران انجام دادند حداکثر میزان واریانس محیط دایمی در دو انتهای دوره شیردهی مشاهده کردند.

در تحقیق حاضر واریانس باقیمانده ثابت (۹۰۲۶/۸ مجذورگرم) فرض شد.

واریانس فنوتیپی در طی دوره شیردهی افزایش یافت به طوری که حداقل واریانس در اوایل (۱۸۴۰۲/۰۲ مجذورگرم) و حداکثر آن در روز ۱۲۶ در اواخر دوره شیردهی (۷۷۷۹۲/۱ مجذور گرم) مشاهده شد.

در مطالعات ناصرخیل و همکاران (۲۰۱۶) در گاوهای نژاد هلشتان ایران و کتونن و همکاران (۲۰۰۰) در گاوهای نژاد ایرشایر حداکثر واریانس فنوتیپی برای صفت تولید شیر در ابتدا و انتهای دوره شیردهی مشاهده شد.

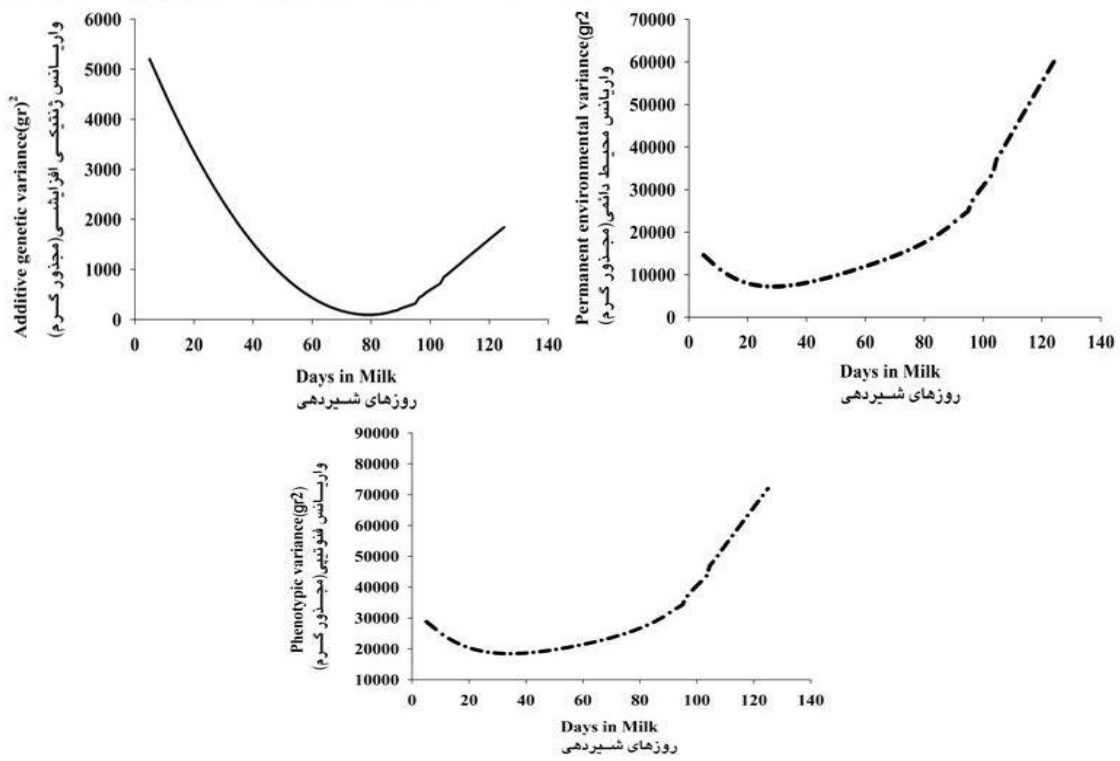
گنزالزهرا و همکاران (۲۰۱۵) با مطالعه بر روی گارهای برزیلی دریافتند که میزان ورایانس فنوتیپی تا چهارمین روزآزمون افزایش، سپس با شیب کندی تا پایان دوره شیردهی کاهش می‌یابد.

وسکو و همکاران (۲۰۰۷) روند کاهشی واریانس فنوتیپی تولید شیر گوسفندان چوراداتراکیونت پرتغالی را در طول دوره شیردهی گزارش کردند که با نتایج این تحقیق مغایرت دارد. دلیل آن را می‌توان در تغییرات محیطی گسترده در ارتباط با تولید شیر که شامل سیستم‌های مختلف تغذیه، نگهداری و سایر عوامل محیطی موثر بر عملکرد گوسفندان شیری دانست.

کومیناکیس و همکاران (۲۰۰۱) با بررسی که روی گوسفندان اسفاکیا انجام دادند، اظهار داشتند که در شکم‌های اول و سوم واریانس فنوتیپی سیر نزولی تا انتهای دوره شیردهی دارد ولی در شکم دوم در اواسط دوره شیردهی حداکثر واریانس فنوتیپی را گزارش کردند.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۱ - تغییرات واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی میزان تولید شیر در دوره شیردهی

Figure 1- Changes of additive genetic, permanent environmental and phenotypic variances of milk yield (gr^2) during lactation

با توجه به جدول ۵ حداکثر میزان وراثت‌پذیری در این مطالعه مربوط به روز ۱۴ (۰/۱۸) و حداقل میزان آن مربوط به روز ۸۴ (۰/۰۰۶) بود. میانگین وراثت پذیری تولید شیر ۰/۱۸ ± ۰/۰۷ برآورد گردید.

کومیناکیس و همکاران (۲۰۰۱) وراثت‌پذیری تولید شیر را با استفاده از مدل تابعیت تصادفی بر اساس چند جمله‌ای لژاندر با درجه برازش ۲ در گوسفند اسفاکیا در سه دوره شیردهی به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۱۹ و ۰/۰۹ گزارش کردند. هرستیک و همکاران (۲۰۰۲) در گوسفند فریزین شرقی میزان وراثت‌پذیری تولید شیر را با استفاده از مدل تابعیت تصادفی در دامنه ۰/۷- ۰/۰۳ برآورد کردند. وسکو و همکاران (۲۰۰۷) وراثت‌پذیری تولید شیر را در ۳۰۹۶ رأس میش از نژاد چوراداتراکیونت با استفاده از مدل تابعیت تصادفی بر اساس چند جمله‌ای لژاندر با درجه برازش ۳، ۰/۳ در اوج تولید شیر برآورد کردند. کمپریج و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی که بر روی گوسفندان اسلوونی انجام دادند، میزان وراثت‌پذیری تولید شیر را در دامنه ۰/۰۸ تا ۰/۱۶ گزارش کردند. آن‌ها بالاترین میزان وراثت-پذیری مقدار تولید شیر روزانه را در اواسط شیردهی برآورد کردند.

با توجه به جدول ۵ حداکثر میزان تکرارپذیری تولید شیر در این مطالعه مربوط به روز ۱۲۶ (۰/۸۹) و حداقل میزان آن مربوط به روز ۲۸ (۰/۵۱) و با میانگین ۰/۵۹ بود. تکرارپذیری تولید شیر در نیمه دوم دوره شیردهی بالاتر از نیمه اول شیردهی بود.

مقادیر بالای تکرارپذیری نشان می‌دهد که با اطمینان زیادی می‌توان حیوانات را بر اساس رکوردهای موجود برای دوره‌های بعدی شیردهی انتخاب نمود. اوتمان و همکاران (۲۰۰۲) تکرارپذیری تولید شیر میش فریزین شرقی را با مدل تکرارپذیری ۰/۴ برآورد کردند. رزم کبیر و همکاران (۲۰۱۱) تکراپذیری تولید شیر را در گاوهای هلشتاین ایرانی با مدل تابعیت تصادفی در دامنه ۰/۵۳ تا ۰/۷۸ گزارش کردند.

www.SID.ir

Archive of SID

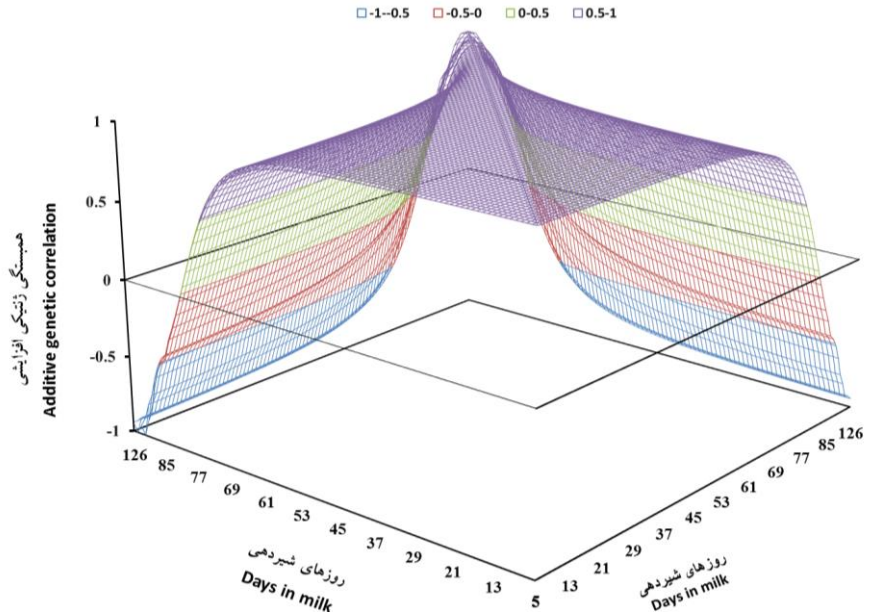
جدول ۵- تغییرات وراثت‌پذیری (h^2) و تکرارپذیری (R) میزان تولید شیر در مراحل مختلف شیردهی
Figure 5- Changes in heritability (h^2) and repeatability (R) of milk yield during lactation

126	112	98	84	70	56	42	28	14	روزهای شیردهی Days in milk
0.02	0.02	0.01	0.006	0.01	0.02	0.07	0.13	0.18	h^2
0.89	0.82	0.74	0.67	0.61	0.56	0.51	0.51	0.61	R

دلایل متفاوت بودن میزان وراثت‌پذیری را می‌توان در عواملی همچون روش اندازه‌گیری تولید شیر، اندازه گله‌های مورد بررسی، استفاده از تلقیح مصنوعی، مدیریت و محیط یکنواخت، حجم داده‌ها، استفاده از مدل‌های متفاوت، ساختار (کو)-واریانس متفاوت و عدم دسترسی به اطلاعات صحیح شجره جستجو نمود.

برآورد همبستگی‌ها

با توجه به شکل ۲ دامنه تغییرات همبستگی ژنتیکی تولید شیر روزهای شیردهی بین۰/۹۴۲- تا ۰/۹۹۹ بود.



شکل ۲- همبستگی ژنتیکی افزایشی میزان تولید شیر بین روزهای شیردهی
Figure 2- Additive genetic correlation estimates between milk yields of days in milk

همانطور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود با افزایش فاصله بین روزهای شیردهی همبستگی ژنتیکی افزایشی کم می‌شود که با تحقیق اوراوکوا (۲۰۱۴) مطابقت داشت. حداقل همبستگی بین روزهای ۵ و ۱۲۶ مشاهده گردید.

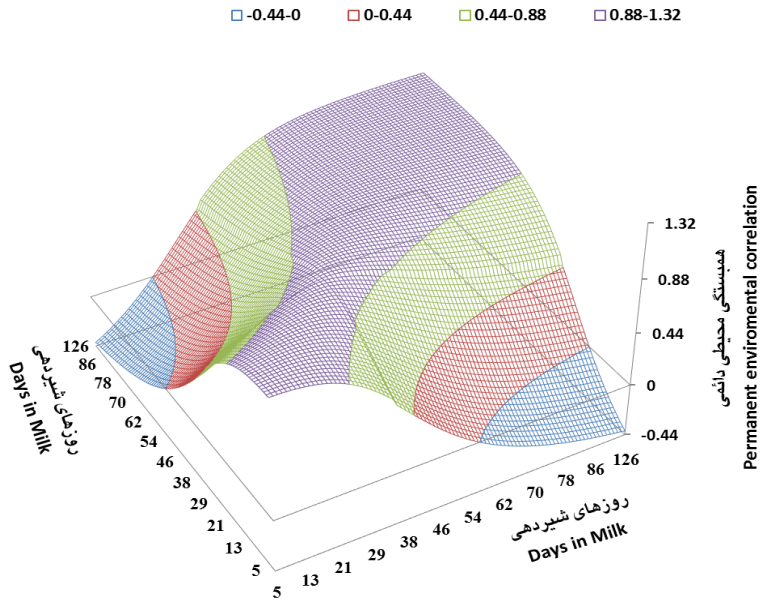
در مطالعه کمیناکیس و همکاران (۲۰۰۱) همبستگی‌های ژنتیکی برآورد شده برای دوره شیردهی اول برای تولید شیر روز آزمون بین ۰/۳۶ تا ۰/۹۶ گزارش شد. برآوردهای همبستگی‌های ژنتیکی برای دوره‌های بعدی شیردهی نیز مشابه دوره اول بود. زوادیلوا و همکاران (۲۰۰۵) با بررسی بر روی گاوهای هلشتاین چک نشان دادند که همبستگی ژنتیکی با افزایش فاصله بین روزهای شیردهی کاهش می‌یابد. آن‌ها حداکثر همبستگی ژنتیکی را بین روزهای ۱۵ و ۴۵ شیردهی (۰/۸۹) و حداقل را بین روزهای ۱۵ و ۳۰۵ شیردهی (۰/۲۰-) گزارش کردند که با نتایج حاصله در این تحقیق تقریباً مطابقت دارد. مدد و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از مدل تابعیت تصادفی در گاومیش‌های ایرانی

www.SID.ir

Archive of SID

همبستگی ژنتیکی افزایشی بین روزهای شیردهی را در دامنه ۱ تا ۰/۲۴- برآورد کردند. آنها حداقل همبستگی را در دو انتها و حداکثر را در روزهای مجاور مشاهده نمودند. با توجه به نتایج تحقیقات فوق و تحقیق حاضر وقتی فاصله بین روزهای شیردهی افزایش می‌یابد همبستگی ژنتیکی نیز کم می‌شود که بیانگر این امر است که عملکرد شیر در روزهای مختلف شیردهی به عنوان یک صفت شناخته نمی‌شود و ژن‌های مختلفی بر عملکرد حیوان در روزهای مختلف شیردهی اثر دارد.

طبق شکل ۳، برآوردهای همبستگی محیط دائمی بین تولید شیر روزآزمون در روزهای مختلف شیردهی در دامنه‌ای بین ۰/۹۹۹ تا ۰/۴۰۹- قرار داشتند. کمیناکیس و همکاران (۲۰۰۱)، اظهار داشتند که همبستگی محیط دائمی بین تولید شیر در روزهای مختلف شیردهی روند رو به کاهش نشان داد که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت داشت. مدد و همکاران (۲۰۱۳) در گاومیش‌های ایرانی همبستگی محیط دائمی بین روزهای شیردهی را در دامنه ۰/۹۲ تا ۰/۸۵- برآورد کردند. آنها حداقل همبستگی را در دو انتها و حداکثر را در روزهای مجاور مشاهده نمودند. متفاوت بودن شرایط محیطی تأثیرگذار بر عملکرد شیر با افزایش فاصله بین ماه‌های شیردهی می‌تواند دلیلی بر کاهش همبستگی محیط دائمی بین آن‌ها باشد.



شکل ۳- همبستگی محیط دائمی تولید شیر بین روزهای شیردهی

Figure 3- Permanent environmental correlation estimates between milk yields of days in milk

نتیجه‌گیری

در این تحقیق برای اولین بار، تولید شیر میش‌های کردی شیروان رکوردگیری شد. در ضمن تحقیق حاضر اولین تحقیق انجام شده در زمینه تجزیه و تحلیل ژنتیکی رکوردهای شیر یکی از نژادهای گوسفند بومی کشور با روش تابعیت تصادفی است. نتایج نشان داد که گوسفند نژاد کردی از نظر تولید شیر در بین نژادهای بومی از پتانسیل مناسبی برخوردار می‌باشد. مدل با درجه برازش ۲ برای اثر ژنتیکی افزایشی و ۳ برای اثر محیط دائمی برای صفت تولید شیر بهترین مدل بود. برآورد پایین وراثت‌پذیری صفت تولید شیر می‌تواند ناشی از تأثیر زیاد عوامل محیطی بر صفت مورد مطالعه باشد. بنابراین، توجه به سازه‌های محیطی از قبیل تغذیه مناسب، پیشگیری از بیماری‌ها و مدیریت بهتر سبب کاهش تأثیر این عوامل محیطی (واریانس باقیمانده) و افزایش وراثت‌پذیری خواهد شد. کاهش همبستگی ژنتیکی با افزایش فاصله بین روزهای

www.SID.ir

Archive of SID

شیردهی بیانگر تاثیر ژن‌های مختلف بر روی تولید شیر در روزهای مختلف شیردهی است.

تشکر و قدردانی

در اینجا لازم می‌دانیم تشکر و سپاس فراوان خود را تقدیم به کادر فنی و کارگری زحمتکش ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد حسین آباد شیروان کنیم که حمایت‌های زیادی در انجام این تحقیق بویژه رکوردگیری داشتند. همچنین از همکاری ارزنده آقای دکتر روح‌اله عبداله‌پور در تجزیه و تحلیل داده‌ها سپاسگزاری می‌شود.

منابع مورد استفاده

Akaike H, 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE Trans. Automat. Control 19: 716-723.

Banos G, Arsenos G, Abas Z and Basdagianni Z, 2005. Population parameter estimation of daily milk yield of the Chios sheep using test-day random regression models and Gibbs sampling. Journal of Animal Science 81: 233-238.

Bauer J, Milerski M, Přibyl J, Vostrý L.2012. Estimation of genetic parameters and evaluation of test day production in sheep. Czech Journal of Animal Science 57 (11): 522-528.

Carlos G V, José G G, Nicolas L, 2014. Empirical models used for lactation curve analysis in the Chiapas sheep breed using random regression models. International Journal of Livestock Production 5: 55-64.

Eilami B, 2008. Lactation performance and lamb growth of Torky Ghashghaii sheep. Journal of Pajohesh and Sazandegi, 76: 80–89. (In Persian)

Gonzalez-Herrera LG, El Faro L, Bignardi A.B, Pereira RJ, Machado CHC and Albuquerque LG 2015. Random regression analysis of test-day milk yields in the first and second lactations of Brazilian Gyr cows. Genetics and Molecular Research 14 (4): 16497-16507.

Grosu H, Ghita E and Raducu R, 2007. The prediction of breeding value in a dairy sheep population using the test day animal models. 3rd Joint Meeting of the Network of Universities and Research Institutions of Animal Science of the South Eastern European Countries. 6 pp.

Hadi Tavatori MH, Mohammadian M, Nikonam GH, Moustashari M, and Monem M, 2008. Lactation and milk characteristics of Qazvin Shal sheep. Journal of Pajohesh and Sazandegi, 77: 34–41. (In Persian with English Abstract)

Hajihossinlo, A., S. Sadeghi., S. A. Rafat., M. Bohluli., and M. R Bahrani Behzadi. 2012. Estimated of milking characteristic, milk composition and their determinants effects in Ghezel pure breed ewes and Ghezel×Arkhamerino, Moghani×Arkharmerino crossbreds. Proceedings of the 5th Congress on Animal Science, pp. 543-548., Iran, Esfahan. (In Persian).

Hamann H, Horstick A, Wessels A and Dist O, 2004. Estimation of genetic parameters for test day milk production, somatic cell score and litter size at birth in East Friesian ewes. Livestock Production Science 87: 153 – 160.

Horstick A, Hamann H and Distl O, 2001. Genetic analysis of milk performance and linear type traits in East Friesian and Black and Brown milk sheep. Dissertation. Tierarztlich Hochschule, Hannover 73: 345-352 (Abstract).

Horstick A, Hamann H and Distl O, 2002. Estimation of genetic parameters for daily milk performance of East Friesian milk sheep by random regression models. In: Proc. 7th World 389 Congress. Genetics Applied to Livestock Production, Montpellier, France. PP. 263-266.

Jamrozik J and Schaeffer LR, 1997. Estimation of genetic parameters for test day model with random regression for production of first lactation Holsteins. Journal of Dairy Science 80: 762-770.

Kargar N, Moradi Shahrbabak M, Morraveg H, and Rokoee M, 2006. Estimation of genetic parameters of growth and wool traits in Kermani sheep. Journal of Pajohesh and Sazandegi, 73: 89–95. (In Persian)

Kettunen A, Mantyssari EA and Poso J, 2000. Estimation of genetic parameters for dairy milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. Livestock Production Science 66: 251-261.

www.SID.ir

Archive of SID

Khezri A, Nik Khah A, 2011. Dairy Sheep Nutrition. 1st edn. Shahid Bahonar University of Kerman 346 pp. (In Persian)

Kirkpatrick M and Heckman N, 1989. A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinite-dimensional characters. Journal of Mathematical Biology 27: 429-45.

Kominakis A, Volanisb M and Rogdakis E, 2001. Genetic modeling of test day records in dairy sheep using orthogonal Legendre polynomials. Small Ruminant Research 32:209-217.

Komprej A, Gorjanc G, Kompan D and Kovac M, 2009. Covariance components by a repeatability model in Slovenian dairy sheep using test-day records. Czech Journal of Animal Science 54: 426-434.

Komprej A, Kompan D and Kovac M, 2011.Genetic and environmental dispersion parameter estimation by test interval method in dairy sheep. Acta Argiculturae Slovenica 98: 5-13.

Komprej A, Malovrh S, Gorjanc G, Kompan D and Kovac M, 2013. Genetic and environmental parameter estimation for milk traits in Slovenian dairy sheep using random regression model. Czech Journal of Animal Science 57: 231–239.

Madad M, Ghavi Hossein-Zadeh N, Shadparvar A and Kianzad D, 2013. Random regression models to estimate genetic parameters for test-day milk yield and composition in Iranian buffaloes. Journal of Archiv Tierzucht 56: 1-27.

Menéndez-Buxadera A, Molina A, Arrebola F, Gil MJ, and Serradilla JM. 2010. Random regression analysis of milk yield and milk composition in the first and second lactations of Murciano-Granadina goats. Journal of Dairy Science 93: 2718-2726.

Meyer K, 2006. WOMBAT- Digging deep for quantitative genetic analyses by restricted maximum likelihood in: World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Belo Horizonte. CD-ROM.

Naserkheil M, Miraie-Ashtiani S. R, Nejati-Javaremi A, Son J, and Lee D, 2016. Random Regression Models Using Legendre Polynomials to Estimate Genetic Parameters for Test-day Milk Protein Yields in Iranian Holstein Dairy Cattle. Asian Australian Journal of Animal Science 29: 1682-1687.

Nezamidoust M, Kominakis A and Safari A, 2013. Use of Wood's model to analyze the effects of milking methods on lactation curve in sheep. Small Ruminant Research 113: 195-204.

Oravcova M. 2014. Variance components and genetic parameters estimated for daily milk yield in individual months of lactation. Veterinarija Ir Zootechnika 68(90): 55-59.

Othmane MH, Delafuente LF, Carriedo JA and Sanprimitivo F, 2002. Heritability and genetic correlations of test day milk yield and composition, individual laboratory cheese yield, and somatic cell count for dairy ewes. Journal of Dairy Science 85: 2692–2698.

Rafeie F, Imam Jome N, and Nane Karani Sh, 2007. Application of Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Value, Haghshenass Publication. (In Persian)

Rahman Ahmed MNA, 2010. Evaluation of performance and estimation of genetic parameters for milk yield and some reproductive traits in sheep breeds and crosses in the west bank. Ph.D Thesis. Faculty of Graduate Studies at An-Najah National University, Nablus, Palestine.

Razmkabir M, Moradi Shahrbabak M, Pakdel A, and Nejati-Javaremi A, 2011. Estimation of genetic parameters of test day milk yield records in Iranian Holsteins. Iranian Journal of Animal Science 42(2): 171-178. (In Persian)

Saghi DA, Yavari A, Mobaraki A, Davtalab A, Khoshghamat S, Mohammadzadeh M, and Robati M, 2014. Statistics and data of Kurdish sheep breeding station, Tehran. Iran: Arshadan Press.

SAS Institute 2001. SAS user Guide: statistics. SAS Institute Inc., Carry, NC.

Schaeffer LR and Dekkers JCM, 1994. Random regressions in animal models for test- day production in Dairy cattle. Proceeding. 5th World Congress. Genetics Applied to Livestock Production. Guelph, Canada 18: 442-446.

Schaeffer LR, 2004. Application of random regression models in animal breeding. Journal of Livestock Production Science 86: 35-45.

Seyeddokht A, Aslaminejad A, and Tahmorespur M, 2012. Genetic analysis of milk yield using random repression test day model in Tehran province Holstein dairy cow. Iranian Journal of Animal Science Research, 2: 168-174. (In Persian)

Valizadeh R, 2011. Sheep and Goat Production. Ferdowsi University of Mashhad Publication. (In Persian)

www.SID.ir

Archive of SID

Van der Werf JHJ, Goddard ME and Meyer K, 1998. The use of covariance functions and random regressions for genetic evaluation of milk production based on test day records. Journal of Dairy Science 81: 3300-3308.

Vasco C, Amelia S, Spela M and Milena K, 2007. Estimation of genetic parameters for dairy ewes using random regression animal model. Lucraristiintifice, Seria/Zootehnie 55: 30-33.

Vázquez-Peláez1 CG, García-Muñiz JG, and Lopez-Villalobos N.2014. Empirical models used for lactation curve analysis in the Chiapas sheep breed using random regression models. International Journal of Livestock Production 5(3): 55-64.

Zavadilova L, Jamrozik J and Schaeffer L.R, 2005. Genetic parameters for test-day model with random regressions for production traits of Czech Holstein cattle. Journal of Animal Science 504: 142-154.

www.SID.ir

Archive of SID

Genetic analysis of milk yield by fixed and random regression models in Shirvan Kurdi sheep

F Kazemi Borzel Abad[1], S Hassani [2]*, F Samadi[3], M Ahani Azari[3] and DA Saghi[4]

Received: February 4, 2017 Accepted: October 31, 2017

[1]Msc Graduate, Department of Animal and Poultry Breeding, Genetics and Physiology, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran
[2]Professor, Department of Animal and Poultry Breeding, Genetics and Physiology, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran
[3]Associate Professor, Department of Animal and Poultry Breeding, Genetics and Physiology, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran
[4]Assisiant Professor, Department of Animal Science, Agriculture and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, Iran
*Corresponding author: hasani@gau.ac.ir

Introduction: Estimates of the amount of milk produced by lactating ewes provide information for the implementation of optimum management and feeding strategies for ewes and their lambs. Lamb survival and subsequent birth weight gains until weaning reflect milk production abilities of ewes. Genetic evaluation of milk yield traits in dairy sheep may be based on whole lactation records (Rahman Ahmad, 2010) or test day records (Horstick et al. 2001; Komprej et al. 2009; Carlos 2014). The random regression method of data analysis seems to be the most appropriated technique to apply in longitudinal data including growth and milk production and the corresponding models have been incorporated in animal breeding for the estimation of breeding values (Schaeffer, 2004). The main objective of this study was genetic analysis of test day milk records for Kurdi ewes of Shirvan Kodri sheep breeding station using fixed and random regression models.

Matherial and methods: Kordi sheep is an Iranian fat-tailed native breed developed mainly for meat production but produce milk and wool production as well. This breed is distributed in North Khorasan Province of Iran and is mainly grown traditionally by nomadic people in pastures. Kordi sheep breeding station is located in Shirvan city, North Khorasan Province, Iran. This station was established in 1988. The breeding system in this station is semi-intensive. Considering local weather conditions, lambs and ewes are usually sent to the pastures around the station for daily grazing in late April. Sheep are grazed in the pasture until early July and during the wheat and barley harvest in farm lands of the town. With the onset of the cold season the herd is transferred to the station, and by setting appropriate diets each animal group (pregnant ewes, male and female lambs and rams) is fed separately and manually three meals a day. Mating season is from mid August to late October and the lambing begins in early January and continues until late March (Saghi et al, 2014). Data included 1124 test day records of milk yields collected from 250 Kurdi ewes. Milking was carried out by hand combined with lamb suckling at 14 days intervals starting from May to August 2012. General linear model was used to identify effective fixed effects on the trait by SAS 9.1 software. Fixed effects of litter size, parity and month of recording and random effects of direct genetic and permanent environmental effects were included in the models. Variance and covariance components were estimated using restricted maximum likelihood procedure. Genetic analysis of milk yield was carried out using fixed and random regression models by Wombat software.

Results and discussion: Average milk yield of studied Kurdi ewes was 0.38 kg. Average heritability estimates of milk yield were 0.04 and 0.07 in fixed and random regression models, respectively. In random regression model, the highest and the lowest heritability estimates were found at 14 (0.18) and 84 (0.006) days, respectively. Heritability of milk yield was higher in the first than in the second part of lactation period. Repeatability of milk yield in different days of lactation was ranged from 0.51 (day 28) to 0.89 (day 126). Genetic correlations between milk yields

www.SID.ir

Archive of SID

at different days in milk were ranged from -0.942 to 0.999. Permanent environmental correlations between milk yields at different days in milk were ranged from -0.850 to 0.920. Milk yield additive genetic and permanent environmental correlations between adjacent test days were more than between distant test days. Kominakis et al. (2001) were found low heritabilities for milk yields in different days of lactation for dairy ewes (0.05 to 0.25). Komprej et al. (2013) were also reported estimated heritabilities of milk yields in different days for Slovenian dairy sheep ranged from 0.08 to 0.16. Lower genetic correlations between milk yields at different days with increase in intervals between test day records were also found by other researchers (Zavadilova et al. 2005; Madad et al. 2013).

Conclusion: Results indicated that Kordi sheep has a relatively good potential for milk production among Iranian native sheep breeds. For milk yield in the studied population, orthogonal Legendre polynomials of order 2 and 3 for additive genetic and permanent environmental effects, respectively, was found the most appropriate model. Considering low heritability of milk yield, improvements in environmental conditions could result in increasing milk yield performance in the studied flock. Lower genetic correlations with increase in intervals between test-day records may suggest that different genes are involved in milk yield in different days of lactation.

Keywords: Milk yield, Random regression, Sheep, Test day model

www.SID.ir